فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۸۶
سال بیست و ششم، تابستان ۱۳۹۷، صفحه ۲۰۲-۱۶۹

تحلیل تجربی از ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی ایران

محمد مهدی مجاهدی مؤخر
استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد بازرگانی دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)
m_mojahedi2004@yahoo. com
مرتضی خورسندی
استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد انرژی دانشگاه علامه طباطبایی
mkhorsandi57@yahoo. com
محمد اسماعیل توسلی
استادیار و عضو هیئت‌علمی گروه اقتصاد اسلامی دانشگاه علامه طباطبایی
esmailtavassol@yahoo. com

ناسازگاری زمانی به بیان موقعیتی می‌پردازد که در آن ترجیحات تصمیم‌گیرنده اقتصادی در طول زمان تغییر می‌کند. عدم تعادل نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره به‌عنوان شاخصی برای ناسازگاری زمانی معرفی‌شده است. یکی از عوامل ایجاد و بروز ناسازگاری زمانی در حوزه بانکداری متعارف قابل‌مشاهده است. در اقتصاد ایران علائم متنوعی از ناسازگاری در سیستم بانکی می‌شود. افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و اختلاف نرخ سود بانکی با سایر نرخ‌های بازدهی و رجحان زمانی شواهدی برای ناسازگاری زمانی است. این مقاله در گام اول به تبیین شاخصه‌های ناسازگاری زمانی از بعد نظری و تجربی می‌پردازد. در گام دوم، پس از ارائه اثبات ریاضی از بدیل‌های جانشین نرخ رجحان زمانی، با استفاده از روش کالیبراسیون نرخ بازدهی سرمایه (نرخ سود واقعی) محاسبه و رابطه آن با نرخ رجحان زمانی آزمون می‌شود. برآورد اقتصادسنجی نشان می‌دهد که نرخ بازدهی سرمایه (نرخ بهره واقعی) در بلندمدت رابطه‌ای با نسبت مصرف به درآمد (به‌عنوان بدیل ارزش ذهنی نرخ رجحان زمانی) ندارند. مقاله نتیجه می‌گیرد که ناسازگاری زمانی از مسیر مکانیسم خلق اعتبار بانکی و پوشش ناقص منابع سپرده‌ای ایفای تعهد سیستم بانکی را دچار خلل کرده و اقتصاد پولی معطوف به اعتبار را با خلل مواجه می‌سازد.

طبقه‌بندی JEL: G21,D91,E43,E61,C61

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۲/۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۶

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

واژگان کلیدی: نظام بانکی، رجحان زمانی، نرخ بهره، ناسازگاری زمانی

۱. مقدمه

ناسازگاری زمانی و یا ناسازگاری پویا[1] به بیان موقعیتی می‌پردازد که در آن ترجیحات تصمیم‌گیرنده اقتصادی در طول زمان تغییر می‌کند. شاخص این تغییر، در نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره آشکار می‌گردد. در این مسیر، تعادل نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره به‌عنوان شاخصی برای تعادل و سازگاری زمانی مطرح می‌شود و عدم تعادل آن‌ها، معیاری برای ناسازگاری زمانی و به‌تبع آن دوری از وضعیت بهینه و آشفتگی در بخش‌های مختلف اقتصاد قلمداد می‌شود.

در تعریف جزئیات شاخص مورداشاره، نرخ رجحان زمانی به‌عنوان معیاری برای وزن دهی و تنزیل توابع مطلوبیت مصرف؛ و نرخ بهره به‌عنوان شاخصی برای انگیزه سرمایه‌گذاری مطرح می‌گردد. به‌نحوی‌که تعادل اقتصاد کلان با برابری پس‌انداز و سرمایه‌گذاری برقرار شود. در این راستا ناسازگاری زمانی به‌منزله عدم تعادل نرخ بهره و نرخ رجحان زمانی است. ازاین‌رو یک جنبه از تحلیل نظری ناسازگاری زمانی در مدل‌های پویای کلان اقتصادی در عدم تعادل نرخ بهره و نرخ رجحان زمانی بیان می‌گردد. درعین‌حال چگونگی تشریح ناسازگاری زمانی خود یک موضوع مورد مجادله در ادبیات نظری و کاربردهای تجربی است

ناسازگاری می‌تواند در رابطه با تغییر اهداف سیاستی دولت‌ها و یا تغییر در ترجیحات افراد در طول زمان و یا واکنش افراد به رفتار اقتصادی

1. Dynamic Inconsistency or Time Inconsistency

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

بنگاه‌های اقتصادی و نهادهای پولی و مالی باشد. یک وجه از تغییر رفتار و ترجیحات می‌تواند در پیش‌بینی جامعه از اهداف، عملکرد اعلامی و سیاست اجرایی دولت باشد. تناقض بین سیاست اعلامی و سیاست اجرایی نیز با فرض واکنش عقلایی جامعه به تغییر ترجیحات افراد منجر می‌شود. تغییر در سلیقه، تغییر در سطح مصرف، وابستگی رجحان زمانی به سطح مطلوبیت جاری نیز ازجمله دلایل ایجاد ناسازگاری زمانی افراد است. وجه دیگر از ناسازگاری زمانی می‌تواند در بستر فعالیت نهادهای اقتصادی و زیر بخش‌های آن- مستقل از سیاست‌های تصریحی دولت -ایجاد شود. ترجیحات افراد در طول زمان به دلیل تغییر در انجام تعهدات و انتظارات، امکان تغییر دارد. همچنین نوسان در نرخ بازدهی در بازارها و بخش‌های مختلف مانند بازار ارز، بازار مسکن، نرخ سود سپرده‌های بانکی، بخش خدمات، صنعت، معدن؛ می‌تواند زمینه‌های تغییر در ترجیحات مطلوبیت و ناسازگاری زمانی را فراهم کند.

به‌طور مشخص یکی از عوامل ایجاد و بروز ناسازگاری زمانی در حوزه بانکداری متعارف قابل‌مشاهده است. ساختار بانکداری متعارف مبتنی بر ذخیره جزئی[۱]، بر پایه پوشش جزئی مطالبات سپرده‌گذاران بنانهاده شده است. شیوه خلق اعتبار بانکی تحت پوشش ذخیره جزئی، از چند منظر باعث بروز ناسازگاری زمانی می‌شود: اول این‌که بانک وجوهی را قرض می‌دهد که تحت تملک بانک نیست و صرفاً در بانک به امانت سپرده‌شده است. دوم این‌که در این مکانیسم، به افزایش عرضه پول و به‌تبع آن تورم پولی (بسته به میزان جهان روایی واحد پولی و سرریز آن در سایر مناطق جهان) منجر می‌شود. وجه

۱. در چارچوب نظام بانکداري رایج، منابع بانکی صرفاً بخشی از دیون بانک‌ها به سپرده‌گذاران است. نگاهداشت این میزان از ذخیره توانایي بانک‌ها ا در مواجهه با تعهداتشان را بانکداری ذخیره جزئی می‌گویند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

سوم این‌که؛ دارایی‌ها در این سازوکار از بدهی‌ها کمتر است و بانک با چالش در ایفای تعهدات به سپرده‌گذاران مواجه می‌شود. در اقتصاد ایران علائم و مثال‌های متنوعی از بحران در سیستم بانکی و در مؤسسات اعتباری دیده می‌شود. تغییر در قیمت دارایی‌ها و بازدهی‌های آن آغازی برای تغییر ترجیحات سپرده‌گذاران بانک و درنهایت ناسازگاری زمانی است.

تمایل سپرده‌گذاران برای دریافت طلب و مانده سپرده از مؤسسات اعتباری غیر بانکی، افزایش نرخ سود سپرده های بانکی باهدف ماندگاری بالاتر سپرده و رقابت برای جذب سپرده از طریق نرخ‌های سود بالاتر، در کنار تمایل سپرده‌گذاران برای تغییر ترکیب دارایی و پس‌انداز (به‌ویژه در شرایط تورمی بالا) نمونه‌هایی از تغییر ترجیحات سپرده‌گذاران و ناسازگاری زمانی است.

ازآنجاکه نحوه محاسبه نرخ رجحان زمانی (به‌عنوان مفهوم ذهنی) کاربردی مورد مجادله اقتصاددانان بوده است. سؤال مشخص مقاله برای تبیین ناسازگاری زمانی، نحوه محاسبه نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره، از بعد نظری و تجربی (در اقتصاد ایران) است. در این رابطه، سؤال اساسی آن است که نرخ رجحان زمانی به‌عنوان متغیری ذهنی و معیاری برای ناسازگاری زمانی چگونه محاسبه می‌شود؟ چه بدیل‌هایی را می‌توان برای محاسبه نرخ رجحان زمانی استفاده کرد و درنهایت عدم برابری این نرخ با انواع نرخ بهره چگونه ناسازگاری زمانی را (به‌خصوص در نظام بانکی) شکل می‌دهد؟

مقاله در گام اول به تبیین شاخص‌های ناسازگاری زمانی از بعد نظری و تجربی می‌پردازد. در گام دوم، پس از ارائه اثبات ریاضی از بدیل‌های جانشین نرخ رجحان زمانی و در تحلیلی تجربی با استفاده از روش کالیبراسیون نرخ بازدهی سرمایه (نرخ سود واقعی)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

محاسبه می‌شود. برآورد اقتصادسنجی نشان می‌دهد که نرخ بازدهی سرمایه (نرخ بهره واقعی) و نیز متغیرهای کنترلی مرتبط شامل نرخ سود بانکی اسمی و نرخ تورم در بلندمدت رابطه‌ای با نسبت مصرف به درآمد به‌عنوان بدیل ارزش ذهنی نرخ رجحان زمانی ندارند. این مسئله به لحاظ بررسی تحلیلی و نموداری از اطلاعات آماری متغیرهای مذکور نیز قابل استناد است. درنتیجه ناسازگاری زمانی در بانکداری در اقتصاد ایران تائید می‌شود.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

ناسازگاری زمانی یا ناسازگاری پویا زمانی مطرح می‌شود که یک برنامه بهینه که در زمان اولیه شکل‌گرفته است در زمان بعدی علی‌رغم عدم وجود اطلاعات جدید بهینه نباشد (بلانچارد و فیشر ۱۹۸۷، ترجمه ختایی و محمدی، ص ۱۰۲۴). این زمینه در سیاست دولت در خصوص عرضه پول، مالیات قابل تسری است. ایفای عهد در سیاست‌های اعلامی و رعایت قواعد ازجمله شرایط ایجاد سازگاری پویا است. حسن شهرت، شفافیت اطلاعاتی و قواعد پولی مبتنی بر استاندارد طلا زمینه‌های ایجاد سازگاری زمانی در سیاست‌های مالی و پولی است (همان).

ورود بحث پویایی ناشی از بهینه‌سازی مطلوبیت حاصل از مصرف، برنامه بهینه مصرف در طول زمان به برابری نرخ نهایی جانشینی مصرف و نرخ نهایی تبدیل می‌انجامد. آنچه این برابری را از بین می‌برد اولویت دادن به مصرف بیشتر زمان حال از طریق تنزیل[۱] مصارف آینده است. ناسازگاری زمانی باعث می‌شود تا رجحان زمانی متفاوت به نرخ نهایی جانشینی متفاوت مصرف، منجر شود. با همین استدلال نرخ رجحان زمانی تابعی از مصرف‌شده و با نرخ نهایی

۱. این عامل تنزیل که با نرخ رجحان زمانی بیان می‌شود یکی از مهم‌ترین زمینه‌های شکل‌گیری ناسازگاری زمانی را ایجاد می‌کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

تبدیل برابری نخواهد کرد (اوزاوا، ۱۹۶۵ به نقل از بلانچارد و فیشر،۱۹۸۷، ترجمه ختایی و محمدی، ص ۱۲۲). این عدم برابری نرخ نهایی تبدیل و نرخ نهایی جانشینی ازجمله زمینه‌های نظری و تجربی برای تبیین ناسازگاری زمانی است. مهم‌ترین علامت از ناسازگاری زمانی در عدم برابری نرخ بهره واقعی و نرخ رجحان زمانی نهفته است. این شاخص ناسازگاری از طریق حل مسئله بهینه‌سازی در مصرف در طول زمان و برقراری شرط پایای معادله حرکت به دست می‌آید[۱].

در تعادل اقتصادی نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره باید برابر باشد دلیل چرایی این مسئله در تبیین تعادل اقتصاد کلان نهفته است. تعادل اقتصاد کلان ایجاب می‌کند که سطح پس‌انداز و سطح سرمایه‌گذاری باهم برابر باشند. برقراری تعادل در این دو متغیر منوط به ترجیحات مصرفی و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها است. این ترجیح و انگیزه برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در میل نهایی به مصرف و بازدهی سرمایه‌گذاری نهفته است. ازاین‌رو برابری نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره واقعی تضمین‌کننده تعادل در پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است[۲]. نوع نرخ بهره موردبررسی با نرخ رجحان زمانی مبین تعادل در حوزه‌ای است که قرار است تغییر در تصمیم، پس از اتخاذ یک رفتار بهینه آن‌ها به ناسازگاری زمانی می‌انجامد.

نابرابری در نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره واقعی به‌منزله عدم تعادل اقتصادی کلان و تفاوت در رفتار مصرفی پس‌انداز و تصمیم و انگیزش سرمایه‌گذاران برای انجام سرمایه‌گذاری است. نابرابری نرخ تنزیل و نرخ بهره واقعی به‌عنوان انحراف از مسیر بهینه

۱. در بخش نظری مقاله بیشتر به این موضوع پرداخته می‌شود.
۲. در بخش ۴-۲ به رویکردهای نظری در محاسبه نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره پرداخته اثبات خواهد شد که تحت شرایطی نرخ رجحان زمانی معادل میل نهایی و متوسط به مصرف (در تحلیل بلندمدت) است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

مصرف در فضای بهینه یابی اقتصاد پویا نیز قابل تفسیر است. نابرابری نرخ تنزیل و یا رجحان مصرفی با نرخ بهره بانکی به‌منزله اهداف متفاوت از سپرده‌گذاری مردم و وام‌دهی نظام بانکی است. درنتیجه بسته به فضای تحلیلی می‌توان ناسازگاری زمانی را در هر یک از موقعیت‌های اقتصادی تبیین نمود؛ بنابراین موضوع ناسازگاری زمانی دامنه وسیعی از تحقیقات اقتصادی را شامل می‌شود.

«کیدلند» و «پروسکات[1]» (۱۹۷۷) برای اولین بار[2] مطرح کردند که بررسی رفتار عقلایی و نگاه به جلو دولت‌ها در اتخاذ یک سیاست اقتصادی از یک الگوی زمانی پیروی می‌کند. در این رویکرد، کیدلند و پروسکات سیاستگذاران اقتصادی به دلیل مشکل در انتخاب قواعد سیاستگذاری به‌ویژه در حوزه مالیات بهینه و سیاست پولی دچار ناسازگاری زمانی[3] می‌گردند.

در بیان تحلیل ناسازگاری زمانی در حوزه سیاست‌های پولی و اعتباری، می‌توان به (بیولی[4]، ۱۹۸۰ و ۱۹۸۳) ارجاع داد. وی با یک نگارش دقیق ریاضي از مدل مقدار بهینه پول «فریدمن[5]» به اثبات تعادل پولی می‌پردازد. همچنین در این زمینه می‌توان به «موریس آله» (۱۹۸۷)، «راگوف[6]» (۱۹۸۵)، «والش[7]» (۲۰۱۰) و لاجنکویست و سارجنت[8] (۲۰۰۴ و ۲۰۱۳) ارجاع

---

1. Kydland and Proscott

۲. اشاراتی هست که بحث ناسازگاری زمانی را به اندیشه آدام اسمیت و دیوید هیوم نسبت می‌دهد. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به:

Ignacio Palacios-Huerta. (2003).” Time-Inconsistent Preferences in Adam Smith and David Hume” History of Political Economy 35:2 © 2003 by Duke University Press.

3. Time Inconsistency
4. Bewley
5. Freidman
6. Rogoff
7. Walsh
8. Lars, Liungqvist and Thomas J Sargent

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

داد. فرمول‌بندی و ارائه شیوه پویا و دینامیک در تحلیل نرخ‌های مختلف بهره (شامل رجحان زمانی و نرخ بهره واقعی)، به‌طور نمونه در رویکرد «اونو[1]» (۱۹۹۴) و بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) هم قابل‌بررسی است. همچنین می‌توان در این زمینه به «چادا» و «نولام[2]» (۲۰۰۱) نیز ارجاع داد. ارتباط ناسازگاری زمانی با بی‌صبری برای مصارف بیشتر حال و پس‌انداز کمتر، همچنین در پس‌انداز پولی ناشی از رجحان نقدینگی و پس‌انداز احتیاطی در مدل‌های ناسازگار زمانی پولی (رومر، ۲۰۱۲، ص ۳۹۸) نیز تحلیل‌شده است.

در حوزه بانکداری متعارف، مکانیسم انتشار اعتبار بانکی به‌ویژه در شکل نوین آن به‌منزله وام‌دهی پولی است که در بانک نگهداری نشده است، لیکن این‌گونه القاشده است که اصل وجه سپرده در حساب بانکی موجود است. مهم‌ترین ساختار برای بیان ناسازگاری زمانی در بانکداری متعارف، عدم تعادل میان نرخ بهره واقعی و نرخ رجحان زمانی است[3]. ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی، به‌منزله عدم توانایی بانک برای تداوم کارکرد تجدید بدهی در بستر انتشار اعتبار بانکی یا شبه پول است. به‌طور مشخص این سؤال که تعادل در بستر خلق اعتبار بانکی چگونه بر اقتصاد حاکم خواهد شد و به ناسازگاری نخواهد انجامید؟ به «موریس آله»[4] (۱۹۸۷) و پژوهش‌های وی بازمی‌گردد. او بیان می‌دارد که زمانی نرخ‌های بهره در بازار پول و بازار سرمایه برقرار خواهد شد که تعادلی میان پس‌انداز افراد و تمایل بنگاه‌ها برای انجام سرمایه‌گذاری

1. Ono,Y
2. Chadha, J.S. and, Nolam, C
۳. این موضوع در نظام بانکی با نرخ بهره بانکی (به‌جای نرخ بهره واقعی) بیان می‌شود.
4. Allais,M

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

تحقق یابد. از نظر وی ناسازگاری زمانی مانعی جدی برای ایجاد این تعادل است[۱].

ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی و در اندیشه «موریس آله»، به‌مثابه امکان فروپاشی مکانیسم اعتباری بانک‌ها در جهت خلق مستمر و دائمی پول اعتباری (بانکی) است. اعتبار از طریق مجموعه ساده‌ای از عملیات دفترداری به خلق اعتبار از هیچ[۲] می‌انجامد. در حقیقت زمانی که یک حساب‌جاری اعتباری برای وام‌گیرنده ایجاد می‌شود و گیرنده وام به تصور این‌که وجه وام در حساب او وجود دارد آن را از حساب برداشت نمی‌کند، بانک این امکان را دارد که مجدداً آن را به وام‌گیرنده دیگری به‌صورت اعتباری وام دهد. بر این مبنا اگر میزان مشخصی اعتبار روی حساب‌جاری در زمان t در دسترس باشد. خلق پول از هیچ قدرت خریدی را در خلال دوره t به جبران محو آنچه در دوره قبل ایجاد می‌شود، فراهم می‌نماید. در اینجا بانک می‌تواند مجموع بهره متعلقه در فاصله این دو زمان‌بر اساس ارزش حال تنزیل شده قدرت خرید ایجادی را دریافت کند. به لحاظ ریاضی حائز اهمیت است که صرفاً در بی‌نهایت تحلیل فوق امکان حصول دارد و در غیرازآن ناسازگاری زمانی قابل‌تصور خواهد بود[۳] (آلایس[۴]، ۱۹۸۷).

مطالعات داخلی درزمینه سازگاری و ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران گسترده نیست. درعین‌حال اولین مطالعه یافت شده، به مقاله نصیری (۱۳۸۷) بازمی‌گردد. وی در این مقاله، علاوه بر بررسی مفهوم

---

۱. عدم تعادل در نرخ‌های بهره پولی و بازدهی سرمایه در اندیشه اقتصاددانان دیگر نظیر کینز (۱۹۳۶) و توبین (۱۹۶۵) و نیز بامول و توبین (۱۹۵۲) وجود دارد. رجحان نقدینگی عامل بازدارنده برای این عدم تعادل است که به افزایش تقاضا برای پول و کاهش سرمایه‌گذاری و به‌تبع آن عدم تعادل سرمایه‌گذاری و پس‌انداز منجر می‌گردد.

2. Ex nihilo Money Creation

۳. در بخش رویکردهای نظری و تجربی در محاسبه نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره این موضوع مبسوطتر بیان می‌شود.

4. Allais

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

ناسازگاری زمانی، به تبیین و اثبات این موضوع می‌پردازد که تمام سیاست‌های اقتصادی به نحوی با مشکل ناسازگاری زمانی مواجه هستند.

باستانی فر (۱۳۹۳)، پدیده ناسازگاری زمانی را معرفی، تشریح و با تأکید بر بخش مالی برای اقتصاد ایران آزمون می‌کند. یافته‌های مذکور دلالت بر آن دارد که اقتصاد ایران، به دلیل سیاست‌های مصلحت گرایانهٔ مالی، دچار پدیده ناسازگاری زمانی است. همچنین باستانی‌فر (۱۳۹۵) به تحلیل اثر نهاد برنامه‌ریز در عدم بروز ناسازگاری زمانی در بودجه‌ی عمرانی؛ (مطالعه‌ی موردی: شهرداری اصفهان) می‌پردازد.

ادبیات نظری در خصوص ناسازگاری زمانی در مکانیسم اعتبار (در مطالعات داخلی)، مجاهدی مؤخر و دلالی اصفهانی (۱۳۹۴) در اثبات ریاضی ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی نتیجه می‌گیرند که در بانکداری ذخیره جزئی، ناسازگاری زمانی در طرف سپرده‌گداران، تداوم کارکرد مبتنی بر تجدید بدهی را در بانکداری ذخیره جزئی با خلل مواجه می‌سازد. در این پژوهش با رویکردی صرفاً نظری نتیجه‌گیری می‌شود که در فرایند بانکداری ذخیره جزئی دارایی‌های بانك از ميزان بدهي بانك بابت پرداخت وجوه سپرده‌ای افراد به‌صورت پول نقد (پول رسمي[1]) کمتر است و بانك با وابستگي به متغير بهره بانكي و نيز تشويق به استفاده از شيوه‌های نوين پرداخت (از طريق سيستم بانكي) اين نقيصه را جبران مي‌كند. در اين راستا شرط تداوم فعاليت بانكي تجديد بدهي از طريق جابجايي وجوه سپرده‌ای است و شرط اين اقدام برابري نرخ بهره و نرخ تنزيل (نرخ رجحان زماني) است. اگر نرخ رجحان زماني به‌منزله ترجيح مصرف حال باشد يعني افراد بايد در هرلحظه از زمان پول را به‌عنوان واسطه كالايي به كالاي مصرفي تبديل كنند. درحالي‌كه برابري اين دو

1. Fiat Money

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

نرخ به این معنی است که افراد خواستار نگهداری پول هستند و این با مفهوم سپرده‌گذاری در حساب‌جاری و حساب مدت‌دار برای دریافت بهره در تناقض است.

۳. رویکردهای نظری و تجربی در محاسبه نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره و ناسازگاری زمانی

تساوی نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره واقعی در ادبیات اقتصادی به‌منزله تعادل پولی و یا مسیر بهینه پویای مصرف اثبات و تعریف می‌شود. ناسازگاری زمانی نیز در بیان ریاضی به عدم تعادل میان نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره واقعی (کوچکتر بودن نرخ بهره واقعی از نرخ رجحان زمانی) بیان می‌شود. بررسی چگونگی دستیابی نظری و تجربی به هریک از مفاهیم سه‌گانه فوق تعیین‌کننده سؤال اساسی مقاله برای ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی است.

فارغ از دلایل نظری مخالفت با تنزیل مطلوبیت آینده، محاسبه نرخ رجحان زمانی به‌مثابه پارامتری ذهنی برای تنزیل مطلوبیت مصرف آینده به حال با مجادلاتی همراه است. بدیهی است محاسبه این نرخ ذهنی نیازمند جایگزینی با پارامتری مشهود است. این‌که این پارامتر چه باشد؟ چگونه به‌عنوان متغیر جانشین نرخ رجحان زمانی تعریف می‌شود؟ زمینه‌های زیادی از مطالعات تئوریک و تجربی را در برمی‌گیرد. البته رگه‌هایی از تحمیل[1] برابری نرخ تنزیل با نرخ بهره واقعی در شرایط پایا[2] از طریق بهینه‌سازی ریاضی مطرح می‌شود که در ادبیات بهینه‌سازی پویای رشد در اقتصاد کلان قابل‌مشاهده است. به‌طور نمونه می‌توان به سیدراسکی (۱۹۶۷) اونو (۱۹۹۴)، بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) و لاجنکویست و سارجنت (۲۰۱۳) می‌توان استناد کرد.

1. Impose
2. Steady State

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

در این راستا مطابق لاجنکویست و سارجنت (۲۰۱۳) می‌توان نوشت (جهت مطالعه توضیحات بیشتر به پیوست الف مراجعه شود):

$$R = \beta^{-1} = (1+\rho)$$
$$R = (1+r) \qquad (۱)$$
$$r = \rho$$

رابطه (۱) تصریح دارد که نرخ رجحان زمانی β با نرخ بهره واقعی r برابر است[۱].

برابری نرخ رجحان زمانی β با میل نهایی به مصرف سرانه c از ثروت انسانی و فیزیکی $a_0 + b_0$ با شرط نرخ هموار کنندگی σ برابر واحد، در یک الگوی بهینه‌سازی مطلوبیت مصرف پویا (با فرض وجود تعادل غیرمتمرکز یا بازار و رشد جمعیت n) قابل‌اثبات است (بلانچارد و فیشر، ۱۹۹۸، ترجمه ختایی و محمدی-افزوده مترجمین). در این راستا خواهیم داشت

$$\frac{dc_t / dt}{c_t} = \sigma(r_t - n - \rho)$$
$$c_t = c_0 \exp[\int_0^t \sigma(r_v - n - \rho)dv]$$
$$\int_0^\infty c_0 \exp[\int_0^t \sigma(r_v - n - \rho)dv] \exp[-\int_0^t (r_v - n)dv]dt = a_0 + h_0 \qquad (۲)$$
$$\beta^{-1} = [\int_0^\infty \exp\{\int_0^t [(\sigma - 1)(r_v - n) - \rho\sigma]dv\}dt]$$
$$\sigma = 1 \Rightarrow \beta = \rho$$

(برای مطالعه بیشتر برای تبیین رابطه (۲) به پیوست ب رجوع شود).

---

۱. این نقد جدی را به دنبال دارد که برابری نرخ‌های ذهنی بهره و نرخ‌های مشهود عینی چگونه امکان حصول دارد. به‌بیان‌دیگر ارزش‌های ذهنی با ارزش‌های عینی چگونه برابر می‌شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

محاسبه نرخ بهره پولی به‌عنوان وجهی از وجوه نرخ بهره در مفهوم کلی؛ در دو رهیافت بهره پولی بین زمانی و درون زمانی قابل‌تحلیل است. رهیافت نرخ بهره بین زمانی با طرح پول در تابع مطلوبیت و ترجیح و تنزیل مطلوبیت پول (مشابه مطلوبیت مصرف) قابل‌تحلیل است. رهیافت نرخ بهره درون زمانی با ارجحیت نگهداری پول در یک مقطع زمانی در جانشینی آن با مصرف سایر کالاها تفسیر می‌شود. «سیدراسکی» (۱۹۶۷) و «اونو» (۱۹۹۸) به‌طور مشخص بیان دقیقی از این نرخ بهره بیان می‌کنند. مطابق رویکرد «سیدراسکی» (۱۹۶۷) داریم:

$$W = \int_0^{\infty} [U(c_t, m_t)] e^{-\rho t} dt \qquad (۳)$$

هرلحظه از زمان رفتار این واحد اقتصادی توسط دو قید محدود می‌شود. به‌طوری‌که:

$$\begin{aligned} a_t &= k_t + m_t \\ y(k_t) + v_t &= c_t + s_t \end{aligned} \qquad (۴)$$

که a ثروت سرانه شامل ثروت فیزیکی و پولی و y درآمد قابل‌تصرف و v پرداخت‌های انتقالی دولت است. نرخ بهره درون زمانی از رابطه $U_m / U_C = (\pi + r) = i$ با برقراری شروط بهینه یابی پویا حاصل می‌شود[۱]. ازاین‌رو نرخ بهره واقعی و تورم (نرخ جانشینی میان پول و مصرف سایر کالاها) را تعیین می‌کند، از سوی دیگر رابطه فوق تعیین‌کننده نرخ بهره اسمی در اقتصاد نیز هست. این شیوه در مدل پویای بهینه‌سازی

۱. این رابطه به تعیین یکی از ریشه‌های بهره (درون زمانی) می‌انجامد که کینز (۱۹۳۶) آن را رجحان نقدینگی نامیده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

شده «اونو» (۱۹۹۴) نیز قابل استنتاج است. به‌طوری‌که:

$$U = \int_0^{\infty} [u(c) + v(m)]e^{-\rho t}dt \qquad (۵)$$

با برقراری شروط بهینه به دست خواهد آمد:

$$R = \ell\left(\equiv \frac{v'(m)}{\lambda}\right) = \frac{v'(m)}{u'(c)}$$

و می‌توان نوشت:

$$R = R_c = \rho + \eta_c \frac{\dot{c}}{c} + \pi, R = R_m = \rho + \eta_m \frac{\dot{m}}{m} + \pi + \frac{\dot{R}}{R} \qquad (۶)$$

و معادله‌ی زیر حاصل رفتار بهینه‌ی خانوار نمونه خواهد بود:

$$R_c(= R_m) = R = \ell \qquad (۷)$$

به‌طوری‌که: ℓ نشان‌دهنده‌ی نرخ نهایی جانشینی بین مانده حقیقی پول و مصرف است؛ بنابراین رابطه‌ی (۷) نشان می‌دهد که نرخ بهره‌ی درون و برون زمانیِ اندازه‌گیری شده در بخش پول در هر نقطه از زمان در صورت رفتارهای بهینه‌ی خانوار، با نرخ بهره‌ی بازار برابر می‌شود.

در بخش رفتار بنگاه‌ها نیز، نرخ بازدهی این بخش برابر با نرخ بهره‌ی بازار است. در این راستا نرخ بهره واقعی یا بازدهی سرمایه (r) می‌تواند از طریق مشتق تولید به موجودی سرمایه (در تابع تولید) به دست آید. به‌طوری‌که:

$$\begin{aligned} &Y = F(K_t, L_t) \\ &k = K/L \\ &y = f(k) \\ &r = \partial f(k)/\partial k \end{aligned} \qquad (۸)$$

درنتیجه نرخ‌های ذ

عینی و مشهود بـ بهره واقعی و بهره پولی در این مکانیسم فرمول‌بندی و به شیوه نظری قابل‌بحث و

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

تحلیل است[۱]. در این راستا نرخ رجحان زمانی، نرخ بهره واقعی، نرخ رجحان نقدینگی و نرخ بهره پولی (متشکل از رجحان زمانی و رجحان نقدینگی) تبیین شد. ارتباط این نرخ‌ها مطابق آنچه تاکنون مطرح گردید تعیین‌کننده ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی است.

در بحث ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی خلق پول از هیچ از ΔD_e قدرت خریدی را در خلال دوره t به جبران محو آنچه در دوره θ ایجاد می‌شود، فراهم نماید. در اینجا بانک می‌تواند مجموع بهره متعلقه در فاصله این دو زمان‌بر اساس ارزش حال تنزیل شده ΔV قدرت خرید ایجادی را دریافت کند، (موریس آله (۱۹۸۷)). به‌طوری‌که:

$$\Delta V = \Delta D_e \int_t^{\theta} i(u) e^{-\int_t^u i(\tau)d\tau} du \qquad (۹)$$

در اینجا $i(t)$ بیانگر نرخ بهره در زمان t است که طبیعتاً به‌طور نسبی از نرخ بهره وام کوتاه‌مدت کمتر است. اگر این موضوع در دوره θ تکرار شود و چنانچه دائماً مراحل تجدید گردد قدرت خرید ایجادشده خواهد بود:

$$\Delta D_e \int_t^{\infty} i(u) e^{-\int_t^u i(\tau)d\tau} du = \Delta D_e \qquad (۱۰)$$

به‌طوری‌که:

$$\int_t^{\infty} i(u) e^{-\int_t^u i(\tau)d\tau} du = 1 \qquad (۱۱)$$

۱. فارغ از این که فرمول‌بندی به برابری و یا نابرابری نرخ‌های مختلف بهره بیانجامد سازگاری و یا ناسازگاری زمانی را مطابق تعریف برقرار کند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

دستاورد ریاضی موریس آله اثبات این موضوع است که رابطه (۱۱) صرفاً در «بی‌نهایت» برابر یک خواهد بود و در «غیر بی‌نهایت» کوچکتر از یک است. نتیجه آن‌که فعالیت نظام بانکی در بی‌نهایت دور از ذهن است و باید در فضای زمانی کمتر از بی‌نهایت تحلیل شود. این مکانیسم مطابق اثبات ریاضی[1] دیدگاه موریس آله دارای ناسازگاری زمانی است. این بدان معنی است که ترجیحات سپرده‌گذاران و تصمیم بهینه آنان در طول زمان تغییر می‌کند این تغییر به سمت دریافت منابع سپرده‌ای و تغییر سبد دارایی نقدی است. لذا کارکرد یکسان سیستم بانکی مطابق روابط (۹)، (۱۰) و (۱۱) تا ابد تداوم نخواهد یافت و سیاست تجدید بدهی و تداوم قدرت خرید بانکی فرو خواهد ریخت.

مهم‌ترین ارجاع برای بیان محاسبه تجربی نرخ رجحان زمانی به ارو و کورتز[2] (۱۹۷۰) اختصاص دارد. در کتاب «سرمایه‌گذاری عمومی و نرخ بازدهی و سیاست مالی دولت» در یک مدل رشد اقتصادی کلاسیک مطرح و نرخ رجحان زمانی محاسبه‌شده است.

در محاسبات و تحلیل‌های تجربی به‌ویژه در محاسبات الگوهای تعادل عمومی پویا (DSGE) نرخ بهره واقعی ملاک تعیین نرخ ترجیح زمانی قرارگرفته است که زمینه‌های تئوریک آن در بخش قبل اشاره شد. مطالعات زیادی وجود دارد که نرخ رجحان زمانی را با همین نگاه محاسبه نموده‌اند. به‌طور مشخص و نمونه می‌توان به استرن[3] (۲۰۰۴) ارجاع داد که نرخ رجحان زمانی ۰/۱ و کشش بین

---

۱. برای اثبات ریاضی رابطه (۱۱) به مقاله «ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی تفسیری از انتقاد موریس آله به تعادل‌های بهره‌ای در مکانیزم اعتبار» رجوع شود.

2. Arrow and Kurtz

3. Stern

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

زمانی برابر با یک در نظر گرفته‌شده است (به نقل از اسلاملویان و استادزاد، ۱۳۹۳).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

هافکس[1] (۱۹۹۴) وسامپائولسی[2] (۲۰۰۳) این نرخ مقدار عددی ۰/۰۵ در نظر گرفته‌شده است. همچنین گریتیجی و رادفورد[3] (۲۰۰۴)، سیراکار و دیگران[4] (۲۰۰۹)، ۰/۰۴ محاسبه کرده‌اند. پالما و دیگران[5] (۲۰۱۰)، ۰/۰۱ در نظر گرفتند (به نقل از اسلاملویان و استادزاد، ۱۳۹۳).

در مطالعات داخلی در مقالات و پژوهش‌های اخیر مرتبط با مدل‌های تعادل عمومی که به محاسبه نرخ رجحان زمانی پرداخته‌شده است عیناً متغیر رجحان زمانی و عملگر تنزیل از مطالعات خارجی استفاده‌شده است و برابر با نرخ بهره واقعی تعریف‌شده است در این راستا به‌طور نمونه می‌توان به مشیری و دیگران (۱۳۹۰) اشاره کرد که این نرخ را با استناد به مطالعات رزنده و ربی[6] (۲۰۰۸) (به نقل از مشیری و دیگران (۱۳۹۰)) از محاسبه این نرخ در کشورهای کانادا، مکزیک، آمریکا و کره جنوبی، عملگر نرخ تنزیل را برای اقتصاد ایران ۰/۹۸ کالیبره کرده‌اند. با استناد به مطالعه کاوند (۱۳۸۸) (به نقل از کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)) عملگر تنزیل را ۰/۹۷ کالیبره کرده است. بهرامی و قریشی (۱۳۹۰) نیز نرخ ۰/۹۷ را کالیبره کرده است. همچنین کیارسی (۱۳۸۶) نرخ رجحان زمانی را ۰/۰۹ برآورد می‌کند. عباسی نژاد و همکاران (۱۳۸۸) این نرخ را ۰/۰۱ تا ۰/۰۸ در نظر می‌گیرد. درعین‌حال ناظمان و بکی (۱۳۸۸) به رویکردها و پیچیدگی‌های کالیبره کردن مدل‌های DSGE و ازجمله نرخ رجحان زمانی اشاره دارند.

1. Hofkes
2. Sumpaolesi
3. Gretegny and Rutherford
4. Sirakaya et al
5. Palma et al
6. Resende and Rebei

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

در خصوص تمرکز بر محاسبه نرخ رجحان زمانی و بررسی عوامل مؤثر بر آن می‌توان به دلالی اصفهانی و همکاران (۱۳۸۷) استناد کرد که با تعیین سهم عوامل مختلف در تأثیرگذاری بر رجحان زمانی اثر متغیر درآمد سرانه را حائز بالاترین سهم (بین ۰/۷۱- ۰/۶۹) در تعیین رجحان زمانی می‌داند. عوامل دیگر شامل نسبت هزینه بخش خصوصی به درآمد، نسبت فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به‌کل جمعیت (به‌عنوان نقش رفتاری در تعیین رجحان زمانی) و بیکاری به ترتیب سهم کمتری را به خود اختصاص می‌دهند.

عبدلی (۱۳۸۸) نرخ رجحان زمانی را برای سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۳ ، با بررسی مصارف خوراکی و تفکیک آن از مصرف کل ۲۷/ برآورد می‌کند. اسلاملویان و استادزاد (۱۳۹۳) با بررسی ادوار مختلف تاریخی ایران از طریق روش بازگشتی متوسط نرخ رجحان زمانی در اقتصاد ایران ۲/۳۸ درصد محاسبه‌شده است که در دوره زمانی ۱۳۶۷-۱۳۵۵به دلیل نا اطمینانی‌های سیاسی حین و بعد از انقلاب اسلامی و جنگ، روندی صعودی و در دوره ۱۳۸۹-۱۳۶۸ روندی نزولی داشته است.

۴. تبیین شاخص‌های ناسازگاری زمانی در نظام بانکداری متعارف در اقتصاد ایران

۴-۱. تحلیل آماری

براي آن‌که درک مناسبي نقش نرخ[۱] سود در دینامیک عدم تعادل، به‌عنوان یکي از ویژگي‌هاي موردبحث از ناسازگاری زمانی در اقتصاد ایران داشته باشیم، لازم است تا تصوّر درستي از شرایط تعادلي اقتصادي ترسیم شود. مطمئناً براي مطالعه و ضعیت تعادل باید به بررسي روابط علت و معلولي بپردازیم که به‌عنوان ویژگي‌هاي تعادل اقتصادي محسوب مي‌شوند. وجوه روشن و شفاف از نقش سود در دینامیک عدم

۱. با توجه به اجرای قانون بانکداری بدون ربا و عدم پذیرش مفهوم بهره در اقتصاد ایران با توجه به تفاوت مفهوم سود و بهره در علم اقتصاد، بهره و سود مترادف هم تعریف‌شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

تعادل، پیوند میان نظریه کلاسیک[1] تعادل میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاري و تئوري مدرن پول و سطح قیمت را آشکار می‌کند. این موضوع مسئله اصلي و محوري در حوزه اقتصاد پولی است و حل آن‌یکی از مراحل اصلي و مهم در درک تئوري سازگاری و ناسازگاری زمانی در نظام بانکداری متعارف و به‌طور خاص بانکداری در اقتصاد ایران است.

نرخ سود عامل تنظیم حجم پس‌انداز و سرمایه‌گذاري است. اگر میل به پس‌انداز بیش‌تر از میل به سرمایه‌گذاري باشد، نرخ سود کاهش مي‌یابد و این کاهش نرخ سود به دنبال ایجاد تعادل در پس‌انداز و سرمایه‌گذاري خواهد بود. برعکس اگر میل به سرمایه‌گذاري بیش از میل به پس‌انداز باشد. نرخ سود بالا مي‌رود و مابه‌التفاوت میان سرمایه‌گذاري صورت گرفته و پس‌انداز عرضه‌شده کاهش مي‌یابد.

باید آشکار باشد که چرا در بیان ناسازگاری زمانی در اقتصاد پولی و در بستر خلق اعتبار بانکی به‌تساوی و تعادل میان نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره واقعی به‌عنوان نماد ناسازگاری زمانی توجه شده است. رجحان زمانی به‌عنوان عاملی ذهنی رفتار مصرفی (و پس‌اندازی) و انتظارات فرد اقتصادی را تعیین می‌کند. در مقابل نرخ سود انگیزه‌های اشخاص برای سرمایه‌گذاری را مشخص می‌نماید. این‌که چه عواملی بر نرخ رجحان زمانی و رفتار مصرفی (و رفتار پس‌انداز گرایانه آنان به‌عنوان روی دیگر سکه مصرف) اثرگذار است در رفتار مصرفی و مطلوبیت حاصل از آن و دیگر در انتخاب روش‌های سرمایه‌گذاری (در بخش بانک، دارایی‌های با نقد شوندگی بالا و یا سرمایه‌گذاری تولیدی) متناسب با بازدهی آن نهفته است. در تنظیم رفتار مصرفی و پس‌اندازی جامعه نقش انتظارات تورمی

---

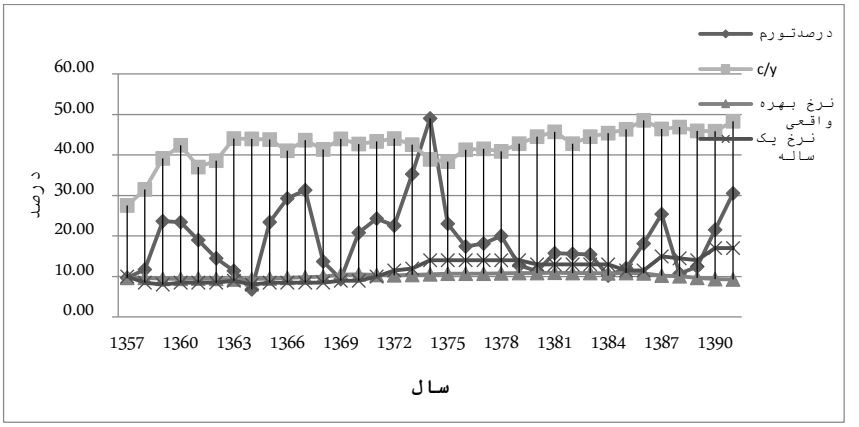
۱. در دیدگاه کینزی تعادل اقتصادی از ناحیه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به دلایل مختلف ناشی از شکست بازار برقرار نمی‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

برای تعجیل در مطلوبیت حاصل از مصرف کالایی (به‌عنوان تعریف مشخص از نرخ رجحان زمانی) جدی است. مقایسه نرخ تورم، نرخ سود بانکی، نرخ بازدهی سرمایه و نسبت مصرف به درآمد در اقتصاد ایران تفاوت‌های فاحشی را نشان می‌دهد که نشان از تغییر در این نسبت‌ها و تغییر در رفتار (مطابق تعریفی که از ناسازگاری زمانی بیان شد) است.

نمودار یک نشان می‌دهد نرخ رجحان زمانی (نسبت مصرف خصوصی به درآمد ملی) بالاترین مقدار را در طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۳ نسبت به سایر متغیرها به خود اختصاص داده است. پس‌ازآن تورم، نرخ بهره واقعی و نرخ سود سپرده بانکی یکساله قرار دارند. مطابق شاخص سازگاری (معرفی‌شده در بخش‌های قبل)، تعادل و تساوی نرخ بهره واقعی با نرخ رجحان زمانی و به‌منزله سازگاری زمانی است. عدم برابری این دو نرخ و اختلاف فاحش آن دو به ناسازگاری زمانی تعبیر می‌شود. چنانچه نسبت مصرف به درآمد به‌عنوان بدیل نرخ رجحان زمانی در اقتصاد ایران با تشکیک قبول شود. بدیل نرخ تورم برای رجحان زمانی و مقایسه آن با نرخ بهره واقعی بیانگر تساوی در سال‌های محدودی است. نمودار مقایسه‌ای متغیرهای فوق زمانی کامل می‌شود که با نرخ‌های سود سپرده بانکی (یکساله) تکمیل شود. مقایسه آماری نرخ سود سپرده بانکی با نرخ بهره واقعی، نرخ رجحان زمانی و تورم نشانگر تضاد و اختلاف فاحش در این نرخ‌ها در اقتصاد ایران است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]



نمودار ۱. اطلاعات آماری نرخ بهره واقعی (نرخ بازدهی سرمایه)، نرخ سود بانکی، تورم و نسبت مصرف به درآمد

مأخذ: اطلاعات آماری بانک مرکزی و محاسبات تحقیق

نرخ سود و نرخ بازدهی سرمایه (نرخ بهره واقعی) عامل تنظیم حجم پس‌انداز و سرمایه‌گذاري است. اگر میل به پس‌انداز بیشتر از میل به سرمایه‌گذاري باشد، نرخ سود کاهش مي‌یابد و این کاهش نرخ سود به دنبال ایجاد تعادل در پس‌انداز و سرمایه‌گذاري خواهد بود. برعکس اگر میل به سرمایه‌گذاري بیش از میل به پس‌انداز باشد. نرخ سود بالا مي‌رود و مابه‌التفاوت میان سرمایه‌گذاري صورت گرفته و پس‌انداز عرضه‌شده کاهش مي‌یابد. ایجاد تعادل اقتصادي در شرایط پولی باثبات، نیازمند آن است که تغییرات سطح قیمت‌ها و نرخ سود برابر باشد تا افراد برای جبران کاهش مطلوبیت ناشی از رشد قیمت به‌تعجیل در مصرف مبادرت نورزند. این در حالی است که نرخ سود در اغلب موارد از انجام رسالت اصلي و بنیادین خود یعني انطباق پس‌انداز و سرمایه‌گذاري با وضعیت جدید اقتصادي منحرف مي‌شود. از شرایط مذکور این نتیجه حاصل مي‌شود که در عمل تنظیم نرخ سود با توجه به اصولي بسیار متفاوت با اصول موردنیاز براي تحقق پذیرفتن تعادل، تعیین مي‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

با این توصیف، بازار پس‌انداز و سرمایه‌گذاري مطمئناً ناقص‌ترین بازار اقتصادي محسوب مي‌شوند که به شکست بازار در این حوزه منجر می‌شود. حال آن‌که این بازار از اصلي‌ترین بازارهاي اقتصادي است. ازآنجاکه کارکرد صحیح تمام ابعاد اقتصادي و بنیان‌هاي آن موردتوجه بازارهای اقتصادي محسوب مي‌شود. بااین‌وجود این عدم هم‌خواني میان بازارها به شکلي جدي برقراري تعادلي پایدار را تحت تأثیر قرار مي‌دهد. منشأ اصلي اختلالات گسترده در اقتصاد سطح عمومي قیمت‌ها است که در ارتباط مستقیم با حجم پول رسمي در گردش، یا حجم شبه پول انتشاریافته توسط بانک‌ها و یا پول ذخیره‌شده توسط عاملان مختلف اقتصادي قرار دارد. جدای از نقش تکلیفی سیاست‌های پولی در تخصیص اعتبارات و تأمین مالی پروژه‌های اقتصادی منتخب عوامل زیر نقشی مهم در شکست بازار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و عدم تعادل آن در اقتصاد ایران دارند.

دولت با توسل به سیاست ایجاد تورم پولی و افزایش پایه پولی به شکلي جبران‌ناپذیر مانع از ایجاد تعادلي باثبات مي‌شود. این اقدام از طریق پولی کردن کسری بودجه از طریق اضافه برداشت و افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی و یا از طریق تغییر در نرخ برابری ﷼ و سایر ارزهای خارجی و دریافت منابع ریالی بیشتر در قبال ارائه میزان مشخصی ارز حاصل از فروش نفت خام به بانک مرکزی حاصل می‌شود.

فعالیت بانک‌ها در قالب انتشار اعتبارات بانکی فاقد پشتوانه کافي که در آن صرفاً بخشی از حساب‌های سپرده‌گذاری شده به‌صورت ذخیره قانونی و یا احتیاطی نزد بانک نگهداری می‌شود. این اعتبار بدون پشتوانه کافی به‌صورت شبه پول عامل رشد نقدینگی و به‌تبع آن تورم پولی است. تورم ناشی از رشد نقدینگی دلیل عمده بروز عدم ثبات اقتصادی است. همچنین انتظارات جامعه متأثر از افزایش قیمت‌ها نیز به عدم ثبات اقتصادي مي‌انجامد. پس تمام اقدامات و تأثیرات

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

فوق، نرخ سود نیز به شکل دستوری در شورای پول و اعتبار (و یا شورای اقتصاد) تعیین می‌شود.

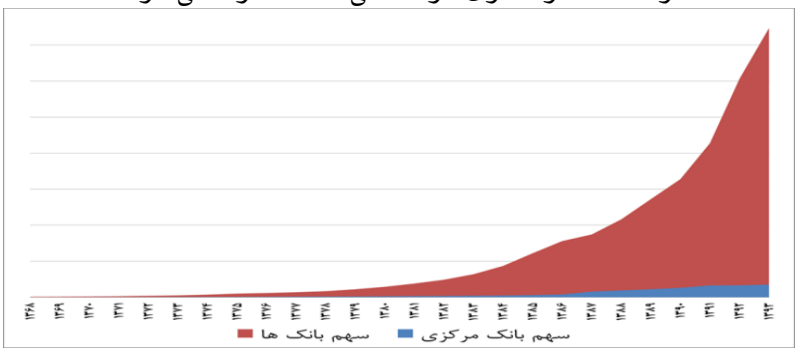
در آخر باید گفت که انتظارات جامعه نسبت به افزایش و یا کاهش قیمت‌ها، ممکن است عاملان اقتصادي را به‌سوی تغییر دادن حجم دارائي‌هاي ذخیره‌شده با ارزش واقعي سوق دهد. بدین معنا که آن‌ها به تغییر قیمت‌هایي که خود منشأ شکل‌گیري آن بوده‌اند، سرعت مي‌بخشند.

بدیهی است یک وجه بارز ایجاد تورم در اقتصاد ایران معطوف به تلاطم استخر نقدینگی و رشد آن است. در این چارچوب دور باطل نرخ سود و نرخ تورم زمینه آشکاری از تلاش سیستم بانکی را برای ماندگاری وجوه سپرده‌ای و تداوم رسوب آن (و یا حداقل جایگزینی آن) نشان می‌دهد. مکانیسم خلق و انتشار شبه پول از طریق نقدینگی به تورم دامن می‌زند و تورم، تمایل سپرده‌گذاران را برای تداوم رفتار بهینه خود در نگهداری دارایی نقدی در بانک مطابق با سودهای اعلامی را متزلزل می‌کند. لذا چالش نظام بانکی برای ایفای تعهدات به سپرده‌گذاران و عدم وجود مانده نقدی لازم برای ایفای صحیح تعهد آغاز می‌شود. با آگاهی از این موضوع که مکانیسم خلق اعتبار بانکی بر پایه ماهیت بدهی محور انتشار شبه پول نهفته است[1] و دارایی‌های بانک و منابع نقدی آن هیچگاه تکافوی بدهی آن به سپرده‌گذاران را نخواهد کرد، ناسازگاری پویا آثار و تبعات خود را بروز و ظهور می‌دهد. تغییر در رفتار اعلامی بانک برای ایفای تعهد به سپرده‌گذار و تغییر در رفتار بهینه سپرده‌گذار در ترکیب مصرف و حجم و ترکیب پس‌انداز

۱. سیستم بانکداری متعارف و به طور خاص در اقتصاد ایران (به عنوان موضوع مقاله حاضر) بانک از طریق ضریب فزاینده پول رسمی اولیه را چند برابر کرده و صرفا به سپرده‌گذار تعهد پرداخت کرده است. در این بستر خلق شبه پول نه برمبنای سرمایه بانک بلکه بر اساس بدهی و تعهد بانک شکل گرفته است و ماهیت آن با

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

در بستر تغییرات در سطح عمومی قیمت‌ها (بیشتر متأثر از تورم پولی با دلایل پیش‌گفته) مطابق تعریف ارائه‌شده از ناسازگاری زمانی آشکار می‌گردد.



نمودار ۲. سهم بانک‌ها و بانک مرکزی از انتشار پول و شبه پول.

مأخذ: اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

در این رابطه پس‌انداز و ترکیب آن از طریق اعمال نرخ‌های سود بالاتر بانک به نفع بانک تغییر نمی‌کند چراکه هم علت و هم معلول تورم است. به‌بیان‌دیگر از یکسو تورم را با ایجاد و تداوم رشد نقدینگی تشدید کرده است و از سویی نرخ‌های سود در مقایسه با سایر بازارهای رقیب توان تأثیرگذاری بر بازارهای رقیب را ندارد. عمدتاً خود سیستم بانکی برای سرمایه‌گذاری در این بازارها فعال می‌شود. نمونه بارز آن در ورود نظام بانکی برای کسب سود در بازارهای ارز و طلا و نیز زمین و مسکن در شرایط افزایشی قیمت است.

به‌طور مشخص در بیان ناسازگاری زمانی در سیستم بانکی در اقتصاد ایران، نظام بانکی از طریق عملیات دفترداری با استفاده از سپرده‌گذاری اولیه، خلق اعتبار و شبه پول می‌کند. در این راستا صرفاً جزئی از سپرده‌ها توسط پول رسمی پوشش داده می‌شود. این در حالی است که بانک متعهد به رد امانت مبلغ سپرده در صورت درخواست سپرده‌گذار است. خدمات نوین بانکی با به جریان انداختن شیوه‌های جدید تسویه

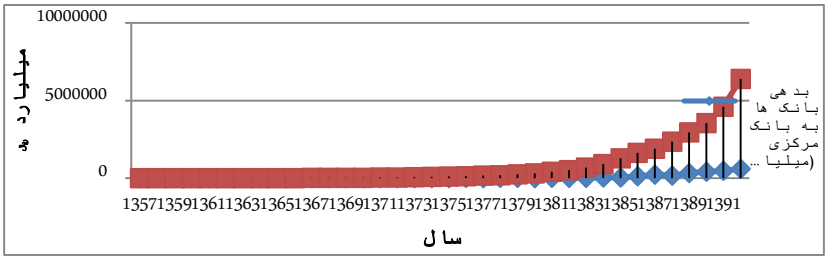
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

مبادلات اقتصادی تمهیداتی را فراهم کرده‌اند که با حداقل مراجعه و تقاضا برای وجوه نقد، بتوانند از طریق عملیات حسابداری بدون واهمه از نگهداری مانده پول رسمی به فعالیت خود ادامه دهد. آنچه امروزه سیستم بانکی را در اقتصاد ایران در قبال اختلاف نرخ‌های سود بانکی و بازدهی در بازارهای مختلف بیمه کرده است، اطمینان از امکان دریافت وام از بانک مرکزی (به‌عنوان آخرین وام‌دهنده) است. همین مسئله ناسازگاری را در نظام بانکداری متعارف اقتصاد ایران توجیه می‌کند.

این شیوه کارکرد، برای سپرده‌گذاری که هم از سپرده‌گذاری سود دریافت می‌کند و هم خدمات مالی رایگان دریافت می‌کند. قرض گیرنده‌ای که با محاسبه هزینه- فایده وام می‌گیرد و بانکی که با خلق شبه پول وام داده و سود وام دریافت می‌کند؛ سودآور است. لیکن ادامه این روند منوط به سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ‌های بازدهی در بازارهای مختلف اعم از تولیدی، خدماتی، زمین و مسکن و طلا و ارز است. عوامل مذکور مشخص خواهد کرد که آیا سپرده‌گذار با تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها به دلیل انتشار مداوم شبه پول و پول در اقتصاد ایران مایل است ترجیحات مصرفی خود را در زمان نزدیکتری تأمین نماید. همچنین ترکیب دارایی و ثروت را از نگه‌داری پول در حساب سپرده‌ای به سمت سایر ترکیب‌های دارایی با بازدهی‌های بیشتر (با احتساب ریسک آن) سوق دهد. با این‌وجود جبران پدیده ناسازگاری زمانی از طریق آخرین وام‌دهنده به معنی دور باطل چرخه‌ای است که بانک دچار بحران باید هزینه هنگفت سود ناشی از اضافه برداشت از بانک مرکزی را تقبل نماید. نظام بانکی شامل تعداد معتنابهی برندهای مختلف بانک‌های تجاری از رشد پایه پولی مبتنی برافزایش قلم منبع بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و رشد پول پرقدرت سود کسب می‌کند؛ و جامعه‌ای که هزینه این ناسازگاری

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

پویا در نظام بانکی را باید با رشد مجدد سطح قیمت‌ها و تبعات ناشی از آن تحمل نماید.



نمودار ۳. حجم نقدینگی و حجم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی

مأخذ: اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی

۴-۲. تحلیل اقتصادسنجی

مطابق اطلاعات ارائه‌شده در خصوص مبانی نظری معرفی و محاسبه رجحان زمانی و نیز روابط در زمینه نرخ بهره پولی و نرخ بهره واقعی و رابطه در خصوص ناسازگاری زمانی در بانکداری متعارف می‌توان چشم‌اندازی از محاسبه نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره (سود) برای اقتصاد ایران بیان نمود[۱].

نرخ رجحان زمانی مطابق رابطه (۲) (با پذیرش محدودیت نرخ هموار کنندگی برابر یک)، با میل نهایی و متوسط مصرف برابر خواهد بود[۲]. لذا یک بدیل برای محاسبه نرخ رجحان زمانی میل متوسط به

۱. در خصوص ادبیات تجربی محاسبه نرخ رجحان زمانی رویکردهای متفاوتی برای محاسبه این متغیر ذهنی بکار گرفته‌شده است. در اقتصاد ایران تعیین نرخ رجحان زمانی نزدیک به صفر برای مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی یک اشکال جدی است. این اشکال هم از جنبه تئوریک قابل‌بیان است (که در ادبیات نظری اشاره شد). از منظر تجربی اخذ آن از طریق کالیبراسیون و اقتباس از مقالات خارجی حاوی این اشکال است که در اقتصادهای امروز کشورهای پیشرفته نرخ رجحان زمانی با نرخ بهره نزدیک به صفر برابری می‌کند و به‌عنوان بدیل عینی و مشهود مورداستفاده قرار می‌گیرد درحالی‌که اقتباس صرف آن در اقتصاد ایران با نرخ‌های سود بافاصله زیاد از مبدأ صفر توجیه‌پذیر نیست.

۲. آشکار است که در شرایط بلندمدت میل نهایی مصرف و میل متوسط مصرف برابر هستند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

مصرف خصوصی خواهد بود. به‌طور نمونه؛ تحقیقات انجام‌شده در خصوص میل نهایی به مصرف در اقتصاد ایران برای گروه‌های مختلف درآمدی پایین، متوسط و بالا به ترتیب ۰/۹۹۵، ۰/۸۵ و ۰/۷ تخمین زده‌شده است (فخرایی و منصوری؛ ۱۳۸۸). در مطالعه زرا نژاد (۲۰۰۳) میل نهایی به مصرف ۰/۹ و زرانژاد (۲۰۰۶) ۰/۹۸ برآورد شده است. آشکار است که در شرایط بلندمدت میل نهایی مصرف و میل متوسط مصرف برابر هستند. همچنین مطابق رابطه (۲)، انتظارات تورمی گذشته‌نگر نیز می‌تواند بدیل مشهود و عینی دیگری برای نرخ رجحان زمانی (به‌عنوان نرخی ذهنی) باشد؛ بنابراین اولین قدم برای استفاده از بدیل میل متوسط به مصرف بررسی این موضوع است که آیا نرخ هموار کنندگی مصرف در اقتصاد ایران چه میزان است؟

مجاهدی موخر و دیگران (۱۳۹۵) کشش بین زمانی مصرف برای اقتصاد ایران را ۰/۹۱ محاسبه کرده‌اند. نزدیکی مقدار برازش شده با عدد واحد این نتیجه را می‌دهد که می‌توان از بدیل میل متوسط به مصرف در موضوع رجحان زمانی استفاده کرد. البته چنانچه این بدیل نیز به دلیل فاصله ۰/۰۹ واحدی مورد تشکیک قرار گیرد؛ مطابق تحقیق دلالی اصفهانی و دیگران (۱۳۹۱) می‌توان از بدیل انتظارات تورمی تطبیقی برای نرخ رجحان زمانی استفاده نمود.

محاسبه نرخ بهره واقعی در اقتصاد ایران (به‌عنوان یکی از شاخص‌های تبیین ناسازگاری زمانی) بر اساس برآورد بازدهی نیروی کار و سرمایه از تابع تولید حاصل می‌شود[۱]. برآوردهای مختلفی از کشش‌های تولیدی کار و سرمایه در اقتصاد ایران مطرح‌شده‌اند. مجاهدی موخر و دیگران (۱۳۹۵) کشش

۱. لازم به توضیح است که استفاده از تابع تولید کاب داگلاس در برآورد توابع تولید در اقتصاد کلان در ادبیات اقتصادی رایج است و اشکالات معطوف به آن (از منظر تصریح و بازدهی‌های مقیاس) نادیده گرفته می‌شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

تولیدی کار و سرمایه را برای دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۱ اقتصاد ایران به ترتیب ۰/۷۷ و ۰/۳۶ برآورد کرده است. بر این اساس مطابق اطلاعات سالانه نیروی کار فعال و موجودی سرمایه نرخ بازدهی سرمایه سرانه (برحسب نیروی کار فعال) به دست می‌آید. به‌طور مشابه صفر زاده (۱۳۹۴) در تحقیق جامعی در خصوص برآورد نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری بخش معدن و مقایسه آن با سایر بخش‌های اقتصادی متوسط بازدهی بخش‌های کشاورزی، ساختمان، صنعت، معدن و خدمات را طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۳ به ترتیب ۰/۳۰۶، ۱/۰۳۱، ۰/۲۲۸ و ۰/۰۷۹ برآورد کرده است[۱]. مقاله حاضر تحلیل خود از نرخ بهره واقعی را بر اساس مقاله بابوی و دیگران (۱۳۹۵) قرار داده است و نرخ بهره واقعی را بر اساس این تحقیق برای سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۳ کالیبره کرده است.

مقاله جهت بررسی تجربی وجود ناسازگاری زمانی در ایران، ارتباط بلندمدت بین دو سری زمانی نرخ بهره واقعی یا نرخ بازدهی سرمایه (r) و نسبت مصرف به تولید (c/y) مورد آزمون قرار می‌گیرد. بدین منظور ابتدا از ضرایب به‌دست‌آمده از تخمین تابع تولید کاب داگلاس به روش تعدیل حداقل مربعات معمولی و سری زمانی نرخ بازدهی سرمایه در ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۳ برآورد می‌شود. سپس نسبت مصرف به تولید سرانه بر اساس آمارهای حساب‌های ملی ایران برای همین دوره محاسبه‌شده و جهت انتخاب مدل اقتصادسنجی مناسب برای این دو سری زمانی آزمون‌های مانایی انجام می‌گردد. درنهایت با توجه به وضعیت مانایی این دو سری زمانی الگوی اقتصادسنجی مناسب برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها انتخاب می‌گردد.

جهت بررسی مانایی دو سری زمانی نرخ بازدهی سرمایه (نرخ بهره واقعی) و نسبت مصرف به تولید سرانه از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

---

۱. برای اطلاع بیشتر از بازدهی سرمایه به تفکیک سال و بخش تولیدی به «صفر زاده، اسماعیل، (۱۳۹۴)» رجوع شود.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

استفاده می‌شود. جدول زیر نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۱. بررسی رابطه نسبت مصرف به تولید (به‌عنوان بدیل نرخ رجحان زمانی) و نرخ بازدهی سرمایه

متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	سطح اطمینان
c/y	-۱/۷۸	-۲/۹۴	-۰/۳۸۲۶
r	-۲/۲۴	-۲/۹۴	-۰/۱۹۳۸
تفاضل مرتبه اول **r**	-۹/۳	-۲/۹۴	۰/۰۰۰۰
تفاضل مرتبه اول **c/y**	-۶/۲۴	-۲/۹۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به جدول فوق فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هر دو متغیر را نمی‌توان در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد، بنابراین متغیرهای نسبت مصرف به تولید سرانه و نرخ بازدهی سرمایه در سطح مانا نبوده و تفاضل مرتبه اول آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. با توجه به نتایج جدول، تفاضل مرتبه اول هر دو متغیر مانا است؛ بنابراین متغیرهای موردبررسی جمعی از درجه‌یک I(1) می‌باشند.

ازآنجاکه متغیرهای موردبررسی در این تحقیق شامل نرخ بازدهی سرمایه و نسبت مصرف به تولید سرانه هر دو از متغیرهای I(1) هستند، وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها می‌تواند با استفاده از روش‌های مختلف ازجمله روش آزمون کرانه‌ها موردبررسی قرار گیرد. جدول زیر نتیجه آزمون کرانه‌ها[1] را نشان می‌دهد:

۱. آزمون کرانه‌ها توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) جهت بررسی روابط بلندمدت پیشنهاد شد. در این روش از یک الگوی تصحیح خطای غیر مقید (UECM) در فرم عمومی زیر استفاده می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha + \phi t + \theta y_{t-1} + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

پس از برآورد الگوی فوق فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همزمان θ و δ با استفاده از آزمون والد و آماره F مورد

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

جدول ۲. آزمون کرانه‌ها برای بررسی ارتباط نرخ بهره واقعی و بدیل نرخ رجحان زمانی

کران I(1)	کران I(0)	آماره F
۴/۱۶	۳/۶۲	۲/۶۶

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق آماره آزمون از هر دو کران بحرانی که مربوط به سطح اطمینان ۹۵ درصد است کمتر می‌باشد؛ بنابراین نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را رد نمود. ازاین‌رو وجود ارتباط بلندمدت بین دو متغیر نرخ بازدهی سرمایه و نسبت مصرف به تولید تائید نمی‌شود.

ازآنجاکه هر دو متغیر موردبررسی I(1) هستند امکان استفاده از روش یوهانسن- یوسیلیوس نیز برای انجام آزمون هم انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت وجود دارد؛ بنابراین جهت اطمینان از نتایج به‌دست‌آمده، این روش نیز مورداستفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی یوهانسن- یوسیلیوس در جدول شماره (۳) آمده است.

جدول ۳. آزمون یوهانسن
بهره واقعی و بدیل نرخ رجحان زمانی

تعداد بردار	آماره آزمون اثر	مقدار بحرانی	prob	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی	prob
صفر	۱۸/۴۱	۲۵/۸۷	۰/۳۱۶۵	۱۴/۲۱	۱۹/۳۸	۰/۲۴۰۲
حداکثر یک	۴/۲۰	۱۲/۵۲	۰/۷۱۲۱	۴/۲۰	۱۲/۵۱	۰/۷۱۲۱

آزمون قرار می‌گیرد. البته توزیع مجانبی آماره F در این آزمون غیراستاندارد بوده و بنابراین جداول مقادیر بحرانی برای شرایطی که متغیرها I(1) یا I(0) باشند به‌صورت کران بالا و پایین استخراج‌شده‌اند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار آماره آزمونه‌ای اثر و حداکثر مقدار ویژه برای فرضیه عدم وجود بردار هم انباشتگی بین متغیرها، کوچکتر از مقادیر بحرانی می‌باشد؛ بنابراین بر اساس هر دو آزمون فرضیه وجود صفر بردار هم انباشتگی را نمی‌توان رد کرد و نتایج این آزمون نیز همانند آزمون کرانه‌ها عدم ارتباط بلندمدت متغیرها را نشان می‌دهد.[۱]

۵. نتیجه‌گیری

ناسازگاری زمانی به بیان موقعیتی می‌پردازد که در آن ترجیحات تصمیم‌گیرنده اقتصادی در طول زمان تغییر می‌کند. تعادل میان نرخ رجحان زمانی و نرخ بهره به‌عنوان شاخصی برای تعادل و سازگاری زمانی مطرح می‌شود و عدم تعادل آن‌ها معیاری برای ناسازگاری زمانی است. هریک از این دو متغیر عاملی برای تبیین رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد تلقی می‌شود. این‌که چه بدیلی برای نرخ رجحان زمانی به‌عنوان یک پدیده کاملاً ذهنی استفاده شود و چه بدیلی برای نرخ بهره مورداستفاده قرار گیرد، به‌ویژه برای عامل ذهنی رجحان زمانی مورد اختلاف است.

برآورد اقتصادسنجی و نتایج آزمونه‌ای کرانه‌ها و یوهانسن- یوسیلیوس نشان می‌دهد که نرخ بازدهی سرمایه (نرخ بهره واقعی) در بلندمدت رابطه‌ای با نسبت مصرف به درآمد به‌عنوان بدیل ارزش ذهنی نرخ رجحان زمانی ندارند. این مسئله به لحاظ بررسی تحلیلی و نموداری از اطلاعات آماری متغیرهای مذکور نیز قابل استناد است و [illegible] می‌توان بیان نمود که مکانیسم خلق اعتبار بانکی در

۱. لازم به ذکر است وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها با استفاده از روش انگل -گرنجر نیز آزمون شده و همین نتیجه حاصل شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

ایجاد خودساخته تورم پولی منجر به تغییر اهداف بهینه سپرده‌گذاران بانکی و تضاد در اهداف و چشم اندازهای کلان اقتصادی بانک محور را موجب گردیده است. در این چارچوب فعالیت نظام بانکی در بستر خلق اعتبار نمودی از واقعیتی تلخ دارد و آن تأثیرپذیری اقتصاد کشور از تفاوت‌ها و تناقض‌ها در رفتار بانکی و رفتار مصرف‌کنندگان (و سپرده‌گذاران بانکی) است. تعجیل در مصرف و یا تغییر در ترکیب دارایی و ثروت جامعه برای جبران احتمالی کاهش آن هرچند منابع نقدی را مجدداً در حساب‌های بانکی جابجا می‌کند ولی نظام بانکی برای ارائه مجدد این منابع جهت اعطای وام نمی‌تواند اطمینان حاصل نماید. از سوی دیگر تغییر در مالکیت وجوه سپرده‌ای و ماهیت وجوه سپرده‌ای از حساب‌های مدت‌دار به حساب‌های سپرده‌ای و کوتاه‌مدت، تجدید بدهی سیستم بانکی به مشتریان خود را دچار چالش جدی است.

منابع

اسلاملوییان، کریم و علی حسین استاد زاد (۱۳۹۳)؛ "برآورد نرخ رجحان زمانی در ایران با استفاده از الگوریتم بازگشتی"، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۲.

باستانی فر، ایمان (۱۳۹۳)، "آزمون ناسازگاري زمانی در اقتصاد ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹ شماره ۴.

باستانی فر، ایمان (۱۳۹۵)، "تحلیل اثر نهاد برنامه‌ریز در عدم بروز ناسازگاری زمانی در بودجه‌ی عمرانی؛ (مطالعه‌ی موردی: شهرداری اصفهان)" ، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۲.

بلانچارد، اولیویر جین و فیشر، استنلي (۱۳۷۶)، *درسهایی در اقتصاد کلان*، جلد اول، ترجمه محمود ختائي و تیمور محمدي، تهران: انتشارات سازمان برنامه بودجه.

بهرامی، جاوید و نیره‌سادات قریشی (۱۳۹۰)، "تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

دلالی اصفهانی، رحیم؛ بخشی دستجردی، رسول؛ حسینی جعفر (۱۳۸۷)؛ "بررسي نظري و تجربي نرخ ترجيح زماني مطالعه موردي اقتصاد ايران"، *مجله دانش و توسعه (علمي- پژوهشي)*، سال پانزدهم، شماره ۲۵.

دلالی اصفهانی، رحیم؛ صمدی، سعید؛ مجاهدی موخر، محمد مهدی؛ جباری کهنه شهری، امیر و رضا صمدی بروجنی (۱۳۹۱)، "تصریح یک مدل تورمی برای اقتصاد ایران با بهره‌گیری از بنیان‌های خُرد اقتصادی"، *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲.

صفر زاده، اسماعیل (۱۳۹۴)؛ *برآورد نرخ بازدهی بخش معدن و مقایسه آن با سایر بخشه‌ای اقتصادی*، طرح تحقیقاتی، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

عباسی نژاد، حسین؛ شاهمرادی، اصغر؛ کاوند، حسین (۱۳۸۸)، "برآورد یک مدل ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت فیلتر کالمن و حداکثر راستنمایی"، *تحقیقات اقتصادی*، زمستان، شماره ۸۹.

عبدلی، قهرمان (۱۳۸۸)، "تخمین نرخ تنزیل اجتماعی برای ایران"، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال نهم شماره سوم.

فخرايي، عنايت‌الله و سيد امين منصوري (۱۳۸۸)؛ "برآورد ميل نهايي به مصرف در گروه هاي درآمدي بر اساس فرضيه درآمد دائمي نسبي در ايران"، مجله دانش و توسعه (علمي- پژوهشي)، سال هفدهم، شماره ۲۹، زمستان.

کمیجانی، اکبر و حسین توکلیان (۱۳۹۱)، "سیاست گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران"، تحقیقات مدل سازی اقتصادی، سال دوم، شماره ۸.

کیارسی، مهراب (۱۳۸۶)، "نرخ بهینه مالیات و مخارج دولتی در چارچوب الگوی سه بخشی رشد درونزا- مدل ایران"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

مجاهدی موخر، محمدمهدی و رحیم دلالی اصفهانی (۱۳۹۴)، "ناسازگاری زمانی در بانکداری ذخیره جزئی. . . "، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، جلد۲۳، شماره ۷۴، صص ۹۴-۷۵.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

مجاهدی مؤخر، محمدمهدی؛ خورسندی، مرتضی، بابوی، سحر (۱۳۹۵)، "بررسی و تحلیل رکود مداوم پولی در اقتصاد ایران با تأکید بر پول الکترونیک"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۵، شماره ۸۲، صص ۳۶۶-۳۳۱.

مشیری و دیگران (۱۳۹۰)، "بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی"، *فصلنامه علمی و پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵.

ناظمان، حمید و مرتضی بکی حسکویی (۱۳۸۸)، "تخصیص بهینه درآمدهای نفتی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویا"، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۶، شماره ۴.

نصیری، حسین (۱۳۸۷)، "بررسی و تبیین مشکل ناسازگاری زمانی"، *مجله برنامه‌وبودجه*، دوره ۱۳ پاییز و زمستان، شماره ۱۰۷.

Allais, Maurice (1987), *"The Credit Mechanism and its Implications", In Arrow and The Foundation of The Theory of Economic Policy*, G. R. Feiwel (Ed) London: Macmillan.

Barro. J. R and Sala-I-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill's Inc, New York, pp. 61-63.

Bewley, Truman (1980), "The Optimum Quantity of Money, In Models of Monetary Economies", *ed. J. H. Kareken and N. Wallace, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, pp. 169-210.

Bewley, Truman (1983), "A Difficulty with the Optimum Quantity of Money", *Econometrica*, 51(5), pp. 1485 1504.

Chadha, J. S. and C. Nolam (2001), "supply Shocks and the Natural Rate of Interest am Exploration", *manuscript*.

Ignacio Palacios-Huerta (2003), *Time-Inconsistent Preferences in Adam Smith and David Hume*, History of Political Economy,Duke University Press.

Kydland, F. and E. C. Prescott (1977), "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans", *Journal of Political Economy*.

Liungqvist. L and T. Sargen (2013), "Recursive Macroeconomic Theory", *The MIT Press*; third edition.

Ono, Y. (1994), "Money, Interest and Stagnation: Dynamic Theory and Keynes's Economics", *Oxford University Press Inc*. New York, p. 30.

Rogoff, Kenneth (1985), "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. " *Quarterly Journal of Economics* , No. 100, pp. 1169-1189.

Romer, D. (2012), *Advance Macroeconomics*, McGraw-Hill's Inc. New York. Fourth Edition.

Sidrauki (1967). "Rational Choice and Patterns of Growth in Monetary Economic Growth", *Journal of Political Economic*.

Walsh Carl E. (2010), *Monetary Theory and Policy*, *Third Edition*, MIT Press Books, 3rd edition.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

Zarra-Nezhad, Mansour (2003), "Estimating the Consumption Function of Consumer Goods in Iran", *Quarterly Iranian Economic Research*, No. 16, pp23-46 (in Persian).

Zarra-Nezhad, Mansour (2006), "Error-Correction Model for Private Consumption in Iran", *Journal of Knowledge & Development*, No. 19, pp199-218 (in Persian).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

پیوست الف

چنانچه مسئله پس انداز بهینه به صورت ناپیوسته و در فضای غیر پولی به این صورت باشد که خانواری با عمر بی‌نهایت فقط یک کالا مصرف^{c} نماید و این کالا می‌تواند صرفاً با استفاده از درآمد نیروی کار و پس اندازهای انباشته به‌دست آید. خانوار در زمان t از موهبت[1] خدادادی نیروی کار برخوردار است و چنانچه S_t زنجیره مارکف[2] از ماتریس انتقال P باشد و تحقق روند در زمان t، $\bar{S}_i$ تعریف شود؛ بنابراین در زمان t، خانوار درآمدی از محل نیروی کار را به میزان $\overline{ws}_i$ دریافت کند که دستمزد^{w} در طول زمان ثابت است.

چنانچه فرض شود خانوار می‌تواند یک دارایی در اختیار داشته باشد به طوری که: $a_t, a_{t+1} \in A$

مسئله بهینه سازی خواهد بود:

(الف-۱)

$$E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t u(c_t)$$

$$subject \quad to$$

$$c_t + a_{t+1} = (1+r)a_t + ws_t$$

$$c_t \geq 0$$

$$\beta \in (0,1)$$

فرایند است.

با ساده سازی مسئله (۲-۱) در شرایط غیر استوکاستیک[3]، و تعریف عمل گر $\beta = (1+\rho)^{-1}$، رابطه

1. Endowment
2. Markov Chain
3. Nonstochastic saving problem

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

رجحان زمانی و نرخ بهره در دو حالت $\beta(1+r)=1, \beta(1+r)<1$ بررسی می‌شود.

با تشکیل یک تابع لاگرانژ از مطلوبیت و قید مسئله ساده شده (الف-۱) می‌توان نوشت:

(الف-۲)

$$L=\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\{u(c_t)+\theta_t[(1+r)a_t+ws-c_t-a_{t+1}]\}$$

برقراری شرط مرتبه اول بهینه سازی خواهد بود:

(الف-۳)

$$u'(c_t)\geq\beta(1+r)u'(c_{t+1}),\ \bar{if}\ a_{t+1}>-\phi$$

در نتیجه با تاکید مجدد بر $(a_{t+1}\geq-\phi)$ خواهیم داشت:

(الف-۴)

$$u'(c_{t+1})=\frac{1}{\beta(1+r)}u'(c_t)$$

نامساوی $\beta(1+r)<1$ تلویحاً اشاره دارد که:

(الف-۵)

$$if\quad \beta(1+r)<1\Rightarrow u'(c_{t+1})>u'(c_t)\quad and\quad c_{t+1}<c_t$$

تفسیر رابطه بالا این است که، مصرف در خلال دوره‌هایی که خانوار با محدودیت قرض گرفتن روبرو نیست مداوم کاهش می‌یابد؛ بنابراین c_t یک دنباله کاهشی است. شرط ایناادا برای $u(c_t)$ در صفر تضمین کننده محدودیت غیر صفر برای مصرف است. در نتیجه در زمانی که c_t به در $t\to\infty$ همگرا می‌شود، خانوارها با قید محدود کننده قرض گیری مواجه خواهند بود. در این راستا در وضعیت یکنواخت $a_{t+1}=a_t=-\phi$ شرط مصرف

بر این مبنا درآمد نیروی کار بعد از پرداخت خالص بهره روی بدهی روی قرض محدود شده مصرف می‌شود. در این جا خانوار دوست دارد تا مصرف فردا را به مصرف امروز انتقال یابد لیکن محدودیت قرض این امکان را نمی‌دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

اگر محدودیت بودجه پیش نگر را حل کنیم ارزش حال محدودیت بودجه خواهد بود:

$$a_0 = (1+r)^{-1}\sum_{t=0}^{\infty}(1+r)^{-t}(c_t - ws) \qquad \text{(الف-۷)}$$

بنابراین وقتی $\beta(1+r)<1$ است مصرف برنامه ریزی شده خانوارها معادلات (الف-۵)، (الف-۶) و (الف-۷) را برقرار می‌کند. با تأمین شرط ایناداء، مصرف غیر منفی است و رابطه (الف-۶) اشاره دارد که محدودیت بدهی باید شرط زیر را تأمین کند:

$$\phi \le \frac{ws}{r} \qquad \text{(الف-۸)}$$

سمت راست نامساوی بالا محدودیت طبیعی بدهی است و چنانچه اگر $\phi < \frac{ws}{r}$ این یک محدودیت غیر برنامه ریزی[1] شده است؛ بنابراین اگر $\beta(1+r)<1$ باشد، استنتاج می‌شود که در شرایط پایدار[2]، مصرف بر مبنای رابطه (۲-۶) دارایی‌ها و بدهی برابر است به طوری که: $a_{t+1} = a_t = -\phi$. اگر $\beta(1+r)=1$ رابطه (الف-۵) اشاره دارد که $c_{t+1} = c_t$ و محدودیت بودجه اشاره دارد که $c_t = ws + ra$ و $a_{t+1} = a_t = a_0$ به طوری که پس انداز تبدیل به دارایی انباشته شود. پس تمایل به مصرف در دوره جاری بر اساس رجحان زمانی به منزله مصرف بالاتر دوره جاری و مطلوبیت حاصل از مصرف کمتر در دوره جاری است و در مقابل مصرف کمتر دوره آتی و مطلوبیت حاصل از مصرف دوره آتی است که در شرایط نرخ بهره کمتر از رجحان زمانی به وجود می‌آید. در حالت دیگر اگر مطلوبیت حاصل از مصارف جاری و آتی یکسان باشد مصرف دوره‌های مختلف زمانی یکسان است و این به منزله برابری نرخ بهره و نرخ رجحان زمانی است. به طور خلاصه می‌توان گفت:

1. Ad hoc
2. Steady State

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

(الف-۹)

$$\bar{a} = -\phi, \quad if \quad r < \rho \quad or \quad \beta(1+r) < 1$$

and

$$\bar{a} = a_0, \quad if \quad r = \rho \quad or \quad \beta(1+r) = 1$$

پیوست ب

حاصل حداکثر کردن تابع مطلوبیت مصرف سرانه خانوار نمونه $u(c_t)e^{-\rho t}$ نسبت به قید درآمدی، در شرایط اقتصاد بازار مسئله بهینه سازی زیر را نتیجه می‌دهد.

(ب-۱)

$$Max \quad u = \int_0^{\infty} u(c_t)e^{-\rho t}dt$$

$$s.t$$

$$c_t + \frac{da_t}{dt} + na_t = w_t + r_t a_t$$

در این قید a_t ثروت خانوار (خالص ثروت منهای بدهی) و η_t رشد جمعیت است. شرط بهینگی ایجاب می‌کند که معادله مصرف برابر با رابطه (۲) باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-06-11]