تحقیقات اقتصادی
انتشارات دانشگاه تهران
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

دوره ۵۷، شماره ۴، زمستان ۱۴۰۱ **شاپا: ۸۹۶۹ - ۰۰۳۹**

بررسی ثبات و عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد / زینب اروجی، حسن درگاهی..... ۵۶۱-۵۸۲

آثار حقیقی کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری: رهیافت **DSGE** / محمد امیرعلی، رسول بخشی دستجردی، محمد واعظ برزانی ۵۸۳-۶۲۸

تأثیر جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران/ ساجده پورتقی راستگو مقدم، علی جدیدزاده..... ۶۲۹-۶۵۶

عوامل اقتصادی و سیاسی اثرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران / عباس خندان..... ۶۵۷-۶۸۳

معرفی و برآورد روش هدف‌گذاری بهینه گروهی برای تخصیص یارانه‌ها: مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران / باقر درویشی..... ۶۸۵-۷۱۴

تحلیل مقایسه‌ای کارایی شهرداری و دولت در جمع‌آوری مالیات (مطالعه موردی مالیات بر املاک و مستغلات) / ناصر یارمحمدیان، محمدرضا قاسمی، علی نصیری اقدم، هانیه غلامی قالهری ۷۱۵-۷۳۲

دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران

صاحب امتیاز
دانشکده‌ی اقتصاد

مدیر مسئول
علی سوری

سردبیر
جعفر عبادی

دبیر تخصصی
تیمور رحمانی

امور اجرایی
معصومه تقی‌زاده قهی

ویراستاری
زهرا اسدی

هیأت تحریریه: حمید ابریشمی (استاد دانشگاه تهران)، فرخنده جبل عاملی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسن سبحانی (استاد دانشگاه تهران)، غلامعلی شرزه‌ای (دانشیار دانشگاه تهران)، هادی صالحی اصفهانی (استاد دانشگاه ایلینوی)، جعفر عبادی (دانشیار دانشگاه تهران)، حسین عباسی‌نژاد (استاد دانشگاه تهران)، غلامرضا کشاورز حداد (دانشیار دانشگاه صنعتی شریف)، اکبر کمیجانی (استاد دانشگاه تهران)، عباس میرآخور (استاد مدیر اجرایی- صندوق بین‌المللی پول)

داوران این شماره:
محسن ابراهیمی، حسین توکلیان، علیرضا دقیقی اصلی، تیمور رحمانی، شهریار زروکی، قهرمان عبدلی، محمد قاسمی، حمید کردبچه، یگانه موسوی جهرمی، محسن مهرآرا، کامران ندری

به استناد بند ج تبصره‌ی ۳۶ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۳ و نیز بند ج تبصره‌ی ۳۴ قانون بودجه‌ی سال ۱۳۶۴ و در اجرای آیین‌نامه‌ی تأیید اعتبار و تشخیص ضرورت انتشار مجلات و نشریات علمی و براساس رأی یکصد و پنجاه و ششمین جلسه مورخ ۸۰/۱۲/۱۱ کمیسیون بررسی نشریات علمی‌کشور مجله‌ی تحقیقات اقتصادی (دانشگاه تهران) حائز شرایط دریافت درجه‌ی علمی- پژوهشی شناخته شد.
چاپ مقاله‌های این نشریه به‌معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

October 26, 2004

Dear Professor Araghi,

Thank you for providing a copy of *Tahghighat - e - Eghtesadi* to the *Journal of Economic Literature* (*JEL*). The journal has been evaluated and accepted for listing in the AEA electronic indexes, which are included in *JEL* on CD, e-*JEL*, and EconLit.

We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your 2004 issues. Although it is not a requirement, we would appreciate a copy of the Table of Contents with suggested classifications noted for each article. The classification system used in *JEL* can be found at http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html. Please use the three-character codes, which represent the most specific level of detail.

This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed an information form and instructions concerning the provision of abstracts for the AEA indexes. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Sincerely yours,

Drucilla Ekwurzel
Associate Editor

Professor Mansour Khalili Araghi
Faculty of Economics
Journal Office
University of Tehran
PO Box 14155-6445, Tehran

شرایط پذیرش مقاله‌ها در فصلنامه و چگونگی ارسال آن‌ها

شرایط قبول مقاله‌ها

الف: از لحاظ محتوا

۱- مرتبط با رشته اقتصاد باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.

۴- قبلاً برای هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی ارسال و یا در هیچ یک از آن‌ها چاپ نشده باشد. (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این مجله از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمایید. در غیراین صورت از پذیرش مقالات بعدی معذوریم)

ب: از لحاظ شکل ظاهری

۱- مقاله باید حاوی نام و نام خانوادگی، وابستگی شغلی (Affiliation)، آدرس و ایمیل (نویسندگان) به هر دو زبان فارسی و انگلیسی باشد. هم‌چنین باید نویسنده مسئول به‌صورت پانویس مشخص گردد.

۲- پس از عنوان و مشخصات نویسندگان، چکیده به هر دو زبان فارس و انگلیسی و با حداقل ۸۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه آورده شود.

۳- پس از چکیده، واژه‌های کلیدی و طبقه‌بندی JEL (فارسی و انگلیسی) آورده شود. تعداد واژه‌های کلید حداقل ۳ و حداکثر ۷ کلمه باشد.

۴- متن فارسی مقاله با قلم بی‌نازنین ۱۳ و لاتین Time New Roman11 و فاصله سطرها ۰/۹۵ و فاصله مجازی نیز باید رعایت گردد و مقاله در صفحه A4 و حاشیه راست ۴/۵cm، چپ ۴/۵cm، بالا ۵/۵cm و پایین ۶cm تنظیم گردد. عنوان جداول در بالای جداول و عنوان نمودارها در پایین نمودار قرار گیرد. نمودارها از وضوح مناسبی برخوردار باشند. جداول، فرمول‌ها به‌صورت تصویر نباشند، اعداد داخل فرمول، جداول و شکل‌ها به‌صورت فارسی باشد و از نقطه و یا ویرگول به‌جای ممیز استفاده نشود.

۵- فهرست منابعی که مورد استفاده قرار گرفته با رعایت الگوی ارجاع دهی APA و ذکر شماره و ترتیب حروف الفبا به‌صورت زیر درج شود.

برای نمونه از سایت زیر استفاده شود:

http://www.usq.edu.au/library/referencing/apa-referencing-guide

الف) کتاب تألیف شده با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام نویسنده، (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ب) کتاب تألیف شده با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ...، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). نام کتاب. محل انتشار: ناشر.

ج) کتاب ترجمه شده: نام خانوادگی و نام مؤلف (تاریخ ترجمه)، نام کتاب به‌فارسی (مترجم: نام و نام خانوادگی مترجم). محل انتشار: ناشر (تاریخ تألیف).

د) مقاله با یک نویسنده: نام خانوادگی، نام (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات

هـ) مقاله با چند نویسنده: اولین نام خانوادگی، اولین نام نویسنده، ...، و (در ارجاعات انگلیسی از &) آخرین نام خانوادگی، آخرین نام نویسنده (تاریخ نشر). عنوان مقاله. نام مجله، شماره انتشار، شماره صفحات.

۶- فایل نهایی مقاله ارسالی باید از لحاظ صفحه‌آرایی کاملاً با فرمت مجله مطابقت داشته باشد.

۷- برای دریافت اصلاحات بیش‌تر به سایت http://jte.ut.ac.ir/ مراجعه فرمایید.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای چاپ در فصل‌نامه

مقاله‌های تألیفی و تحقیقی حداقل توسط دو تن از داوران که به‌وسیله هیأت تحریریه مشخص می‌شوند، مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در صورت تعارض نظرات داوران، مقاله توسط داور سوم ارزیابی می‌شود. پذیرش نهایی مقاله منوط به موافقت قطعی هیأت تحریریه است.

نحوه‌ی ارسال مقاله

خواهشمند است مقاله‌های خود را تنها در سایت مجله با آدرس http://jte.ut.ac.ir بارگذاری نمایید. برای این امر لازم است تا پس از مراجعه به سایت مجله و کلیک بر روی بخش (ارسال مقاله)، ابتدا ثبت‌نام نموده و سپس مطابق با راهنمای موجود در سایت، مقاله خود را بارگذاری نمایید. بدیهی است به هیچ یک از مقالاتی که از روش‌های دیگر برای مجله فرستاده می‌شوند. ترتیب اثر داده نخواهد شد.

این نشریه در پایگاه داخلی اطلاعات علمی دانشگاه تهران (Journals.ut.ac.ir)، پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (www.sid.ir)، بانک اطلاعات نشریات کشور (magiran.com)، کتابخانه منطقه‌ای علوم و تکنولوژی شیراز (srlst.com) و در پایگاه‌های بین‌المللی AEA (aeaweb.org) و Econlit (Econlit.org) نمایه می‌شود.

آدرس: تهران- خ کارگر شمالی- دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران - مجله تحقیقات اقتصادی
تلفن: ۸۸۰۲۶۴۱۹ فاکس دفتر مجله: ۸۸۰۲۹۰۳۸ فاکس دانشکده: ۸۸۶۳۲۴۷۲ Email: tahghighat@ut.ac.ir

فهرست مطالب

عنوان صفحه

تأثیر بررسی ثبات و عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد / زینب اروجی، حسن درگاهی..... ۵۶۱-۵۸۲

آثار حقیقی کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری: رهیافت **DSGE** / محمد امیرعلی، رسول بخشی دستجردی، محمد واعظ برزانی ۵۸۳-۶۲۸

تأثیر جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران/ ساجده پورتقی راستگو مقدم، علی جدیدزاده ۶۲۹-۶۵۶

عوامل اقتصادی و سیاسی اثرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران / عباس خندان..... ۶۵۸-۶۸۳

معرفی و برآورد روش هدف‌گذاری بهینه گروهی برای تخصیص یارانه‌ها: مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران / باقر درویشی..... ۶۸۵-۷۱۴

تحلیل مقایسه‌ای کارایی شهرداری و دولت در جمع‌آوری مالیات (مطالعه موردی مالیات بر املاک و مستغلات) / ناصر یارمحمدیان، محمدرضا قاسمی، علی نصیری اقدم، هانیه غلامی قالهری ۷۱۵-۷۳۲

چکیده لاتین

دانشگاه تهران

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

بررسی ثبات و عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد

زینب اروجی[۱]، حسن درگاهی[۲] ✉

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،
zeinab.orooji100@yahoo.com

۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران،
h-dargahi@sbu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۱/۰۴/۱۰
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۲/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۱۴
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۲/۳۰

کلیدواژه‌ها:
اقتصاد ایران، پایه‌های خرد، ثبات تقاضای پول، سیاست پولی

طبقه‌بندی JEL :
D04 ،E52 ،E00 ،E41

چکیده

در ادبیات کینزی‌های جدید، تقاضای پول خانوارهای ناهمگن می‌تواند سازوکار انتقال سیاست پولی را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین در اقتصادهایی که وابستگی منابع طبیعی دارند، بررسی ثبات تقاضای پول، به دلیل ماهیت و آثار تکانه‌ها، نقش دارایی‌های جایگزین پول و تحولات بخش‌های تجارت و غیرقابل تجارت، دارای اهمیت است.

در پژوهش حاضر با به‌کارگیری پایه‌های خرد، توابع تقاضای مانده‌های حقیقی پول و نقدینگی استخراج و سپس با سه روش ARDL، DOLS و GMM بر اساس داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره Q1-1367 تا Q1-1401 مورد برآورد قرار گرفته و به دلیل ماهیت نقدپذیری برخی از اجزای شبه پول در اقتصاد ایران، محاسبه متغیرهای حجم پول و شبه پول بازنگری شده است.

نتایج مطالعه، ضمن تبیین عوامل مؤثر بر تقاضای مانده‌های حقیقی پول و نقدینگی، به‌ویژه دارایی‌های جایگزین مانند پول خارجی و مسکن، نشان از اهمیت توجه به تورم مورد انتظار و همچنین ترکیب پول و شبه پول در اجرای سیاست پولی دارد. همچنین ثبات ساختاری تقاضای پول و نقدینگی برای سال‌های تشدید تحریم دهه ۹۰ مورد تردید و هشدارآمیز می‌باشد. ضرایب تصحیح خطا در الگوهای ECM نشان می‌دهد که حذف آثار یک تکانه و برگشت به روند بلندمدت برای تقاضای نقدینگی و پول به ترتیب حدود ۹ و ۵ فصل است، که حاکی از ماندگاری نسبتاً طولانی آثار تکانه‌ها بر تقاضای نقدینگی نسبت به تقاضای پول می‌باشد. نتیجه کلی آنکه انتخاب کل‌های پولی به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی می‌تواند در اقتصاد ایران با چالش همراه باشد.

اروجی، زینب و درگاهی، حسن (۱۴۰۱). بررسی ثبات و عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران: تحلیلی بر پایه‌های خرد. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۵۶۱-۵۸۲.
ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.92429

۱- مقدمه

بررسی تصمیمات عاملان اقتصادی، از جمله خانوارها، در مورد تقاضای پول برای بانک مرکزی در اجرای سیاست پولی ضروری است. تابع تقاضای پول اطلاعاتی در مورد توزیع پرتفوی مصرف‌کنندگان ارائه می‌دهد (دوکا و ونهوس[1]، ۲۰۰۴) و نقش کلیدی در ایجاد یک استراتژی سیاست پولی کارآمد و مؤثر دارد (فریدمن، ۱۹۵۹؛ فریدمن و شوارتز، ۱۹۸۲). توانایی نسبی سیاست‌های پولی و مالی در اثرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد به کشش‌های تقاضای پول بستگی دارد که در تعیین سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم با توجه به نرخ رشد پول دارای اهمیت است. همچنین ثبات تابع تقاضای پول تأثیر مهمی بر انتخاب چارچوب سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی دارد. اگر تقاضای پول به‌طور غیرقابل پیش‌بینی نوسان کند، مکانیسم انتقال سیاست پولی، پیچیده شده و توانایی بانک مرکزی در کنترل پول و در نتیجه تورم کاهش می‌یابد.

از دهه نود اقتصاددانان به استفاده از متغیر نرخ بهره در سیاست بهینه پولی تأکید داشته و معتقد بوده‌اند که استفاده از نرخ بهره کوتاه‌مدت اسمی، بخش حقیقی اقتصاد را از شوک‌های تقاضای پول مصون می‌دارد (گالی[2]، ۲۰۰۸). وقوع بحران مالی ۲۰۰۸، نرخ بهره حقیقی را تا حد تله نقدینگی کاهش داده و بدین جهت لزوم بازنگری کارایی سیاست پولی مطرح شده است. بعد از این بحران، فرض ثبات سرعت گردش پول یا حداقل قابل پیش‌بینی بودن آن مورد شک قرار گرفته است. با توجه به اینکه انتظارات تورمی و همچنین نوسانات آن بر تقاضای دارایی‌های جایگزین پول تأثیر می‌گذارد، بنابراین در صورت پایدار نبودن رابطه بین پول و قیمت‌ها، انتخاب کل‌های پولی به‌عنوان هدف میانی می‌تواند استراتژی پولی مناسب نباشد. توجه به این نکته ضروری است که رشد بیش از حد پول و اعتبار ممکن است در مرحله اول به‌طور مستقیم در پویایی قیمت‌ها ظاهر نشود بلکه به افزایش قیمت دارایی‌ها منجر شود (پاپادموس و استارک، ۲۰۱۰). در سال‌های اخیر نیز گسترش بیشتر نوآوری‌های مالی موجب تزریق نااطمینانی بیشتر در اقتصاد کشورها شده است (لو[3] و همکاران، ۲۰۲۱). همه این استدلال‌ها نشان می‌دهد که باید تحقیقات نظری و تجربی در مورد عوامل تعیین‌کننده تقاضای پول از سر گرفته شود. نکته مهم این است که ثبات تقاضای پول در بلندمدت به‌ویژه در اقتصادهای وابسته به درآمدهای نفتی با بازارهای مالی ناکامل، به دلیل مواجهه با شوک‌های خارجی و همچنین چسبندگی مخارج دولت

1. Duca and VanHoose
2. Gali
3. Luo

و کسری بودجه، اهمیت بسیاری می‌یابد. در این اقتصادها به‌منظور ایجاد ثبات اقتصادی، سیاست‌های پولی نقش مهم‌تری نسبت به سیاست‌های مالی دارند و به‌کارگیری قواعد پولی نیازمند دقت نظر بیشتر است، زیرا عوامل اقتصادی، نرخ سود بانکی را کمتر به‌عنوان هزینه فرصت تقاضای پول تلقی می‌کنند (بوکینه[1] و همکاران، ۲۰۲۱).

یکی از اهداف سیاست پولی بانک مرکزی ایران نیز کنترل تورم می‌باشد. بررسی داده‌های تورم، رشد نقدینگی و رشد GDP اسمی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در دورانی چون سال‌های رونق نفتی در نیمه دوم دهه ۸۰ و سال‌های رکود بعد از تشدید تحریم‌ها در نیمه اول دهه ۹۰، تورم و رشد نقدینگی با یکدیگر همسو نبوده‌اند که حاکی از تغییر سرعت گردش درآمدی پول می‌باشد. فریدمن نشان می‌دهد اگرچه عامل تعادل بازار پول در بلندمدت، قیمت‌ها می‌باشد، ولی سرعت گردش پول می‌تواند در کوتاه‌مدت با تورم مورد انتظار تغییر کند و این نکته بسیار مهم است، زیرا در این شرایط رابطه بین قیمت‌ها و حجم پول می‌تواند گسسته شود. همچنین بررسی رشد قیمت مسکن، پول، شبه پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران نشان می‌دهد که دوره‌های رشد شدید پولی با رشد کل‌های مالی همراه است؛ بنابراین بررسی رابطه بین کل‌های پولی و قیمت دارایی‌ها نیز می‌تواند پیامدهای سیاستی مهمی در پی داشته باشد.

پژوهش حاضر تلاش دارد تا عوامل مؤثر بر تقاضای پول در ایران را بر پایه‌های خرد تحلیل کرده و ثبات آن را مورد آزمون قرار دهد. ویژگی مهم این مطالعه استخراج تقاضای پول با تأکید بر سایر دارایی‌های جایگزین بر اساس مسئله بهینه‌سازی خانوار است؛ بنابراین، بخش دوم با مروری بر مبانی نظری و تجربی، به ضرورت مطالعه تقاضای پول بر پایه‌های خرد می‌پردازد. در بخش سوم، الگوی نظری پژوهش بررسی و تقاضای پول استخراج می‌شود. در بخش چهارم تابع تقاضای پول مورد برآورد قرار گرفته و ثبات آن مورد آزمون قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز ملاحظات سیاستی را بر اساس نتایج پژوهش ارائه می‌کند.

۲- پیشینه پژوهش

ضرورت مطالعه تقاضای پول بر پایه‌های خرد

باوجود اینکه ادبیات تجربی موجود در مورد تقاضای پول غنی است، اما تقریباً همه این مطالعات مدل‌های کلانی هستند که روش‌های موردی را بدون بررسی رفتار عوامل اقتصادی بر پایه بهینه‌یابی، با توجه به محدودیت‌های پیش‌روی آنها برای تقاضای پول، ارائه می‌دهند. با توجه به انتقاد لوکاس در مورد ضرایب تخمین زده‌شده در مدل‌های کلان‌سنجی، درواقع مدل‌هایی مفید

1. Boucekkine

خواهند بود که تقاضای پول خانوارها را از رفتار خرد و با بهینه‌یابی بین دوره‌ای به دست آورند (کاپونک[1]، ۲۰۱۱). مدل‌های کلان پولی اثر تغییر ترجیحات بر سیاست پولی را در نظر نمی‌گیرند. از علل بررسی پایه‌های خرد به سبب ناکامل بودن بازارها است که می‌تواند نتایج متفاوتی از نظر سیاست‌گذاری به بار آورد. از سوی دیگر، بانک مرکزی به‌منظور جلوگیری از مازاد عرضه پول تورم‌زا، باید در سیاست پولی جنبه‌های خرد اقتصادی تقاضای پول را در نظر بگیرد (مبارک[2] و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین مطالعه تقاضای پول بر پایه‌های خرد امکان می‌دهد تا تغییر در ترکیب سبد دارایی خانوارها بین اجزای مختلف پول (کاپلن[3] و همکاران، ۲۰۱۸) و یا تغییر در ترکیب پول داخلی و پول خارجی بررسی شود (آلبولسکو[4] و همکاران، ۲۰۱۹). به این دلیل گنجاندن متغیر ریسک به‌عنوان یکی از اجزای تابع تقاضای پول مهم می‌باشد و نیاز به پایه‌های خرد دارد.گرایش عوامل اقتصادی به نگهداری دارایی‌های پولی به انتظارات آنها از آینده بستگی دارد. وقتی انتظارات منفی شیوع می‌یابد، عوامل به‌طور فزاینده‌ای از پول به‌عنوان ذخیره ارزش و کمتر به‌عنوان وسیله پرداخت استفاده می‌کنند. خانوارها در نگهداری میزان دارایی‌های پولی یکسان عمل نمی‌کنند. داده‌های نظرسنجی مطالعه دیاز-گیمنز[5] و همکاران (۲۰۱۱) نشان‌دهنده نابرابری گسترده در ترکیب سبد دارایی‌های در بین خانوارها می‌باشد. مطالعه کاپلن و همکاران (۲۰۱۸)، بر روی سبد خانوارها نیز نشان می‌دهد که نسبت بزرگی از خانوارها ثروت نقدی نزدیک صفر نگهداری می‌کنند و برخی از خانوارها ممکن است در واکنش به تغییر نرخ بهره، ترکیب سبد دارایی خود را تعدیل کنند و نسبت مصرف و پس‌انداز خود را تغییر ندهند. در الگوهای مبتنی بر رفتار ناهمگن افراد فرض می‌شود که نحوه شکل‌گیری انتظارات متفاوت باشد. انتظارات از مباحث بسیار مهم در شکل‌گیری قواعد سیاست پولی است. نحوه شکل‌گیری متفاوت انتظارات و ناهمگنی افراد در تصمیم‌گیری، منجر به اثرگذاری متفاوت سیاست پولی بر بخش اسمی و حقیقی می‌شود.

مطالعات تقاضای پول بر پایه‌های خرد

مندلیباز[6] (۲۰۰۶)، به بررسی نظریه مقداری در کشورهای با تورم زیاد و کم با ارائه یک مدل تعادل عمومی تقاضای پول نشان می‌دهد که سرعت گردش پول در پاسخ به نوسانات درون‌زای

1. Kapounek
2. Mubarak
3. Kaplan
4. Albulescu
5. Diaz- Gimenez
6. Mendizábal

نرخ بهره تغییر می‌کند. بناتی[1] (۲۰۰۹)، در یک مدل DSGE نشان می‌دهد که شوک سرعت گردش پول تبادل بین رشد پول و تورم را کندتر می‌کند. والش[2] (۲۰۱۰)، در مثال‌هایی با پایه‌های خرد نشان داده که پول نه‌تنها خنثی، بلکه ابرخنثی است. امسی‌آدام و ریکاردو[3] (۲۰۱۲)، با استفاده از مدل‌های پول در تابع مطلوبیت[4] نشان داده است که چون به تعویق انداختن مصرف می‌تواند مطلوبیت ایجاد کند، بنابراین سقفی برای تقاضای پول مؤثر وجود دارد که از عرضه پول به حدی که مطلوبیت نهایی آن صفر شود، جلوگیری می‌کند. به اعتقاد سارجنت و ساریکو[5] (۲۰۱۲)، بانک مرکزی برای اجرای سیاست پولی حتماً باید به تقاضای پول توجه داشته باشد. لوکاس و نیکولونی (۲۰۱۵)، با بهینه‌یابی بین دوره‌ای و روش خرد نشان می‌دهند که تغییر در تنظیمات بانکی اوایل دهه هشتاد منجر به تغییر کارکرد برخی از سپرده‌های بانکی به‌عنوان M1 شده، که در نهایت بی‌ثباتی تقاضای پول را به همراه داشته است. آلبولسکو و پپین[6] (۲۰۱۸) و همچنین آلبالسکو و همکاران (۲۰۱۹)، پول خارجی را نیز وارد تابع مطلوبیت می‌کنند. بنچیمول و گریشی[7] (۲۰۲۰)، با فرض تفکیک‌ناپذیری ترازهای حقیقی پول و ترجیحات مصرف نشان داده‌اند که کشش بهره‌ای تقاضای پول تابعی از ترجیح خانوارها برای نگهداری موجودی واقعی پول می‌باشد. در مورد اقتصاد ایران نیز مطالعات چندی انجام شده است. جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۵) در مطالعه تقاضای پول برای دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ در اقتصاد ایران با به‌کارگیری روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی نشان دادهند که تعدیل به سمت تعادل بلندمدت دارای سرعت نسبتاً کند می‌باشد. عزیزی و مراد خانی (۱۳۸۶) به بررسی اثر شاخص قیمت سهام بر تقاضای پول برای دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ پرداخته و با بهینه‌یابی تابع مطلوبیت خانوار نشان دادند که تابع تقاضای پول برای هر دو کل پول و نقدینگی باثبات است. بر اساس نتایج مطالعه شهرستانی و رنانی (۱۳۸۷)، تقاضا برای پول طی دوره ۱۳۶۴-۲ تا ۱۳۸۴-۴ با روش کیوسام و مجذور کیوسام باثبات بوده اما تقاضای نقدینگی بی‌ثبات می‌باشد. عرفانی و همکاران (۱۳۹۲)، با استفاده از روش جوهانسون جوسیلیوس و داده‌های فصلی ۱۳۷۰-۱ تا ۱۳۸۸-۴ به این نتیجه رسیده‌اند که برآورد تقاضای پول با استفاده از شاخص دیویژیا باثبات‌تر است. نتایج مطالعه ابوالحسنی و همکاران (۱۳۹۳) در مدل مارکوف و داده‌های فصلی با دامنه زمانی ۱۳۸۱-۱۳۹۰

1. Benati
2. Walsh
3. McAdam & Ricardo
4. Money in utility
5. Sargent & Surico
6. Albulescu & Pepin
7. Benchimol & Qureshi

نشان می‌دهد تابع تقاضای پول که شامل متغیرهای بانکداری الکترونیکی است، بی‌ثبات می‌باشد. گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۴)، تابع تقاضای پول را با استفاده از الگوی سیدراسکی تخمین زده‌اند. این مطالعه با استفاده از بهینه‌یابی بین‌دوره‌ای خانوارها نشان می‌دهد که نرخ بهره و تورم اثر منفی و معناداری بر تقاضای پول دارد. عرب‌یار محمدی و عرفانی (۱۳۹۵)، نشان می‌دهند که اصلاحات مالی اثر معناداری بر تقاضای پول نداشته و تابع تقاضای پول در ایران باثبات مانده است. بر اساس مطالعه بوستانی و کمیجانی (۱۴۰۱)، تقاضای پول، باثبات، ولی تابع تقاضای نقدینگی بی‌ثبات است و علت بی‌ثباتی به تحولات نظام بانکی نیمه دهه ۷۰ در مورد افزایش نرخ‌های سود و نوآوری در ابزار سپرده‌های سرمایه‌گذاری مدت‌دار با ماهیت شبه پول مرتبط می‌باشد.

الگوی پژوهش حاضر در مقایسه با مطالعات تجربی از جنبه ساختار، روش‌های برآورد و داده‌های اصلاح شده برای پول و شبه پول، دارای جامعیت است. منظور کردن پول خارجی و نرخ ارز، قیمت نسبی اجاره و تورم مورد انتظار، امکان ارزیابی دقیق‌تر تکانه‌های مختلف را بر جانشین‌های کل‌های پولی فراهم می‌کند. از جمله هشدارهای مهم در سال‌های بعد از تشدید تحریم سال ۹۷، روند افزایشی نسبت پول به نقدینگی که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته است. همچنین استفاده از روش‌های مختلف در برآورد توابع تقاضای پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اعتبار نتایج پژوهش را می‌افزاید.

۳- روش‌شناسی پژوهش

فرض می‌شود که عمده تقاضای پول توسط خانوارها انجام می‌گیرد. در این مطالعه یک تابع مطلوبیت MIU تفکیک‌ناپذیر برای خانوار، مطابق با مطالعه بنچیمول و فورکنز[1] (۲۰۱۲) به‌صورت زیر تعریف می‌شود. در توابع مطلوبیت تفکیک‌ناپذیر، تابع به‌طور مستقیم به تغییرات موجودی پول واقعی بستگی دارد و این امکان را می‌دهد که اثرات تغییرات پول واقعی بر اقتصاد بررسی شود. در مقابل، با فرض مطلوبیت تفکیک‌پذیر، مقادیر تعادلی متغیرها مستقل از مانده پول واقعی و هرگونه سیاست پولی تعیین می‌شود.

$$U_t = \frac{1}{1-\sigma}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{1-\sigma}{1-\nu}} - \frac{{N_t}^{1+\phi}}{1+\phi}$$

σ ریسک‌گریزی نسبی خانوارها است که می‌تواند به‌عنوان عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای نیز در نظر گرفته شود. ϕ عکس کشش تلاش در کار نسبت به دستمزد واقعی یا کشش

1. Benchimol & Fourcans

فریش است. ν عکس کشش بهره‌ای تقاضای پول یا اثر غیرمستقیم یا مشتق جزئی پول را نسبت به مصرف نشان می‌دهد. $e^{\varepsilon_t^h}$ شوک‌های تقاضای پول است. b نشان‌دهنده وزن نسبی ترازهای حقیقی پول در تابع مطلوبیت خانوار را نشان می‌دهد. تغییرات در b و ν می‌تواند به ترتیب نشان‌دهنده شوک تکنولوژی پرداخت و تغییرات ترجیحات خانوارها نسبت به جانشینی بین مصرف و پول باشد. پول شامل پول داخلی و خارجی است و در نتیجه پدیده جانشینی ارز منظور می‌شود. بنابراین ترازهای حقیقی پول به‌صورت ترکیبی از ترازهای داخلی و خارجی در سبد دارایی‌های خانوارها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$h_t = \left[\vartheta m_t^{\gamma} + (1-\vartheta) s_t m_t^{f\,\gamma}\right]^{\frac{1}{\gamma}}$$

قید بودجه اسمی خانوار به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_t + M_t^c + D_t + S_t M_t^f = W_t N_t + (1-\varphi)\left(1 + i_{t-1}^d\right) D_{t-1} + S_t M_{t-1}^f + (1-\varphi) M_{t-1}^c$$

که در آن حروف بزرگ نشان‌دهنده اسمی بودن متغیر است. C_t مخارج مصرفی، M_t^c نگهداری پول به‌صورت اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری $(M1)$، D_t سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار، $S_t M_t^f$ نگهداری پول خارجی، S_t نرخ ارز اسمی، $W_t N_t$ درآمد ناشی از عرضه نیروی کار، D_{t-1} سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار دوره قبل (که بدان نرخ سود i_{t-1}^d تعلق می‌گیرد)، M_{t-1}^f میزان پول خارجی دوره قبل و M_{t-1}^c اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری مانده از دوره قبل است. از آنجا که نگهداری پول به تصمیم تخصیص پرتفوی خانوارها مربوط می‌شود، بنابراین مصرف خانوار شامل مصرف کالاهای وارداتی و کالاهای داخلی می‌باشد که کالاهای داخلی خود به کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت تفکیک می‌شود. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که حتی اگر خانوارها پول خارجی نگهداری نکنند، مصرف حقیقی آنها تحت تأثیر نرخ ارز خواهد بود، زیرا بخشی از کالاهای مصرفی، وارداتی است. همچنین مصرف خانوار، که خود جانشین نگهداری پول حقیقی است، تابعی از کالاهای غیرقابل تجارت مانند خدمات و مسکن می‌باشد که در نتیجه تقاضای پول خانوار نیز تابعی از نرخ ارز و قیمت مسکن به دست می‌آید. ضریب φ که برای پول داخلی در قید بودجه استفاده شده است شامل هزینه‌هایی است که خانوار برای نگهداری پول با آنها مواجه می‌باشد. نکته مهم آنکه می‌توان خانوارها را از بابت نگهداری دارایی، ناهمگن در نظر گرفت. با توجه به قید بودجه خانوار در الگوی پژوهش، خانوار از نوع غیرمحدود فرض شده است که می‌تواند پول و هر نوع دارایی را به دوره بعد منتقل کرده و نگهداری کند. خانوار محدود پول نگهداری نمی‌کند یا حتی اگر تقاضای پول دارد مدت زمان این نگهداری پول آنقدر کوچک است که قابل چشم‌پوشی می‌باشد. ویژگی آنها این است که موقع نیاز به وجوه نقد عکس‌العملی به نرخ بهره نخواهند داشت و این امر

مکانیسم اثرگذاری نرخ بهره و سیاست پولی را در مدل‌های تعادل عمومی تحت تأثیر قرار خواهد داد. اگر خانوار محدود هم اضافه شود، قید بودجه او به‌صورت $C_t = W_t N_t + T_t$ بوده و تغییری در معادله تقاضای پول حاصل نخواهد شد. اگر دو طرف قید بودجه اسمی به سطح عمومی قیمت‌ها تقسیم شود، به قید بودجه حقیقی شده به‌صورت زیر خواهیم رسید:

$$c_t + m_t^c + d_t + s_t m_t^f = w_t N_t + (1-\varphi)\frac{(1+i_{t-1}^d)}{(1+\pi_t)} d_{t-1} + \frac{s_t}{(1+\pi_t^f)} m_{t-1}^f + \frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_t)} M_{t-1}^c$$

برای بهینه‌سازی مسئله خانوار، تابع لاگرانژ نوشته می‌شود. مطابق فروض الگو، تابع مصرف خانوار نیز به‌صورت یک تابع CES و ترکیبی از مصرف کالاهای تولید داخلی (c_t^d) و خارجی (c_t^m) می‌باشد. همچنین مصرف کالاهای تولید داخلی نیز به‌صورت ترکیب وزنی از کالاهای قابل تجارت (c_t^{dT}) و غیرقابل تجارت (c_t^{dNT}) تعریف می‌شود:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ u(c_t\ N_t\ h_t) + \lambda_t \left(\begin{array}{c} w_t N_t + (1-\varphi)\frac{(1+i_{t-1}^d)}{(1+\pi_t)} d_{t-1} + \frac{s_t}{(1+\pi_t^f)} m_{t-1}^f \\ + \frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_t)} M_{t-1}^c - c_t - m_t^c - (1-\varphi) d_t - s_t m_t^f \end{array} \right) \right\}$$

$$c_t = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^d)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^m)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c - 1}}$$

$$c_t^d = \left[\omega^{\frac{1}{\eta}} {c_t^{dT}}^{1-\frac{1}{\eta}} + (1+\omega)^{\frac{1}{\eta}} {c_t^{dNT}}^{1-\frac{1}{\eta}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\eta}}}$$

متغیر پولی گسترده (نقدینگی) ترکیب پول و سپرده‌های پس‌انداز مدت‌دار می‌باشد:

$$m_t = m_t^c + d_t$$

در نتیجه متغیرهای کنترل شامل c_t^m، c_t^{dT}، N_t، c_t^{dNT}، m_t^c، d_t، m_t^f می‌باشد. شرایط مرتبه اول به‌ترتیب کالاهای مصرفی وارداتی، کالاهای مصرفی داخلی قابل تجارت و کالاهای مصرفی داخلی غیرقابل تجارت به شرح زیر است:

$$\frac{dL}{dc_t^m} = \beta^t \frac{dU}{dc_t}\frac{dc_t}{dc_t^m} - \beta^t \lambda_t \frac{dc_t}{dc_t^m} = 0$$

$$\frac{dL}{dc_t^{dT}} = \beta^t \frac{dU}{dc_t}\frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dT}} - \beta^t \lambda_t \frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dT}} = 0$$

$$\frac{dL}{dc_t^{dNT}} = \beta^t \frac{dU}{dc_t}\frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dNT}} - \beta^t \lambda_t \frac{dc_t}{dc_t^d}\frac{dc_t^d}{dc_t^{dNT}} = 0$$

$$\frac{dU}{dc_t} = \lambda_t \to (1-b){c_t}^{-\upsilon}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\lambda_t \quad (۱)$$

عرضه نیروی کار:

$$\frac{dL}{dN_t} = \beta^t\frac{dU}{dN_t} + \beta^t\lambda_t(1-\tau)(w_t) = 0$$

با جاگذاری از معادله ۱ خواهیم داشت:

$${N_t}^{\phi} = (1-b){c_t}^{-\upsilon}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}(1-\tau)(w_t) \quad (۲)$$

تقاضای پول m1:

$$\frac{dL}{dm_t^c} = \beta^t\frac{dU}{dh_t}\frac{dh_t}{dm_t}\frac{dm_t}{dm_t^c} - \beta^t\lambda_t + \frac{1}{(1+\pi_{t+1})}\beta^{t+1}\lambda_{t+1} = 0$$
$$\vartheta be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}{m_t}^{\gamma-1}\left((1-b){c_t^R}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\left[\vartheta{m_t}^{\gamma} + (1\right.$$
$$\left. - \vartheta){s_t}{m_t^f}^{\gamma}\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} + \frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_{t+1})}\beta\lambda_{t+1} = \lambda_t \quad (۳)$$

تقاضای سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار:

$$\frac{dL}{dd_t} = \beta^t\frac{dU}{dh_t}\frac{dh_t}{dm_t}\frac{dm_t}{dd_t} - \beta^t\lambda_t + (1-\varphi)\frac{\left(1+i_t^d\right)}{(1+\pi_{t+1})}\beta^{t+1}\lambda_{t+1} = 0$$
$$\vartheta be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}{m_t}^{\gamma-1}\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\left[\vartheta{m_t}^{\gamma}\right.$$
$$\left. + (1-\vartheta){s_t}{m_t^f}^{\gamma}\right]^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} + (1-\varphi)\frac{\left(1+i_t^{d_1}\right)}{(1+\pi_{t+1})}\beta\lambda_{t+1} = \lambda_t \quad (۴)$$

تقاضای پول خارجی:

$$\frac{dL}{dm_t^f} = \beta^t\frac{dU}{dh_t}\frac{dh_t}{dm_t^f} - s_t\beta^t\lambda_t + \frac{(1-\varphi)}{\left(1+\pi_{t+1}^f\right)}s_{t+1}\beta^{t+1}\lambda_{t+1} = 0$$
$$(1-\vartheta)s_t be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}{m_t^f}^{\gamma-1} \quad (۵)$$
$$\left((1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}\right)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}\left[\vartheta{m_t}^{\gamma} + (1-\vartheta){s_t}{m_t^f}^{\gamma}\right]^{\frac{1}{\gamma}}$$
$$+\frac{1}{\left(1+\pi_{t+1}^f\right)}s_{t+1}\beta\lambda_{t+1} = s_t\lambda_t$$

استخراج تابع تقاضای پول خانوار

اگر $X_t = (1-b){c_t}^{1-\upsilon} + be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{1-\nu}$ باشد، از معادلات ۳ و ۴ خواهیم داشت:

$$\eta_{mc}\vartheta be^{\varepsilon_t^h}{h_t}^{-\nu}\frac{m_t^{\gamma}}{m_t^c}(X_t)^{\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}}{h_t}^{1-\gamma}+\frac{(1-\varphi)}{(1+\pi_{t+1})}\beta\lambda_{t+1}=\lambda_t$$

از معادله ۱ به‌جای ضریب لاگرانژ در دو زمان t و t+1 جاگذاری کرده و از تابع به دست آمده لگاریتم می‌گیریم:

$$\mathrm{A}+\varepsilon_t^h-\nu(1-\gamma)\log h_t+\gamma log m_t-\log m_t^c+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_t$$
$$-(1-\varphi)\log(1+\pi_{t+1})-\beta(1-\mathrm{b})\upsilon\log c_{t+1}+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_{t+1}$$
$$=-\upsilon(1-\mathrm{b})\log c_t+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_t$$

پارامتر A در واقع شامل برخی کشش‌ها می‌باشد که به این اسم نام‌گذاری شده است. با اندکی ساده‌سازی خواهیم داشت:

$$c_t+\varepsilon_t^h-\nu(1-\gamma)\log h_t+\gamma log m_t-\log m_t^c-(1-\varphi)\log(1+\pi_{t+1})$$
$$-\beta(1-\mathrm{b})\upsilon\log c_{t+1}+\frac{\nu-\sigma}{1-\nu}\log X_{t+1}=-\upsilon(1-\mathrm{b})\log c_t$$

با توجه به رابطه فوق عوامل تعیین‌کننده تقاضای پول به‌صورت زیر است:

$$m_t^c=f(\varepsilon_t^h,h_t\left(m_t\left(m_t^c,d_t(i_t^d)\right),m_t^f(s_t)\right),\pi_{t+1},c_{t+1},$$
$$h_{t+1}\left(m_{t+1}\left(m_{t+1}^c,d_{t+1}(i_{t+1}^d)\right),m_{t+1}^f(s_{t+1})\right),c_t)$$

که در آن مصرف شامل مصرف کالاهای تولید داخلی و خارجی و مصرف تولید داخلی شامل کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت است:

$$c_t=f(c_t^m(s_t),c_t^{dT},c_t^{dNT}(hr))$$

مصرف کالاهای وارداتی تابعی از نرخ ارز می‌باشد. در مورد کالاهای داخلی غیرقابل تجارت نیز اگر متغیر نماینده این کالاها را مسکن در نظر بگیریم مصرف این نوع از کالاها تابعی از قیمت نسبی مسکن (hr) فرض می‌شود. متغیر نماینده مصرف کالاهای قابل تجارت داخلی نیز درآمد خانوار یا همان متغیر مقیاس GDP می‌باشد. در حالت کلی تابع تقاضای پول (m1) به قرار زیر خواهد بود:

$$m_t^c=f(\varepsilon_t^h,i_t^d,s_t,\pi_{t+1},gdp_{t+1},m_{t+1}^c,i_{t+1}^d,s_{t+1},gdp_t,hr)$$

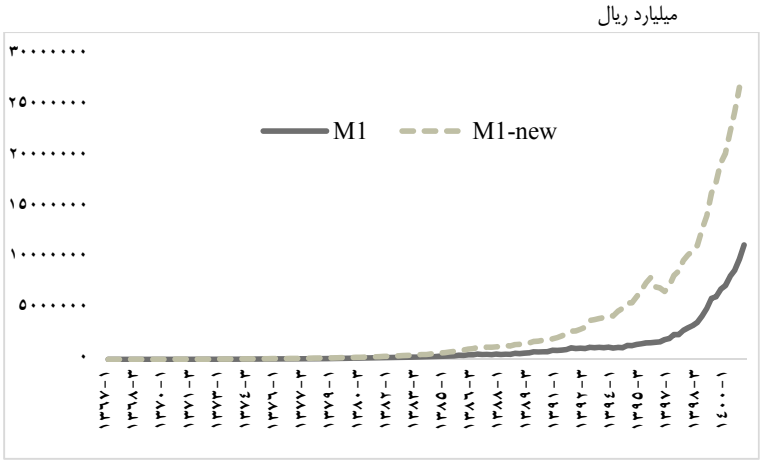
با انجام عملیات مشابه برای تقاضای سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار خواهیم داشت:

$$d_t=f(\varepsilon_t^h,i_t^d,s_t,\pi_{t+1},gdp_{t+1},m_{t+1}^c,i_{t+1}^d,s_{t+1},gdp_t,hr)$$

بنابراین تابع تقاضای پول و شبه پول در نهایت تابعی از درآمد حقیقی (gdp)، نرخ سود حقیقی (i_t^d)، نرخ ارز حقیقی (s_t)، نرخ تورم مورد انتظار (π_{t+1})، قیمت نسبی مسکن (hr)، ترکیب پول و شبه پول (m_t^c/d_t) و همچنین شاخص نااطمینانی (ε_t^h) به‌دست می‌آید.

۴- داده‌ها و آزمون پایایی

داده‌های الگو به‌صورت فصلی برای دوره ۱۳۶۷Q1 تا ۱۴۰۱Q1 از سایت بانک مرکزی ایران و شاخص قیمت خارجی، برای محاسبه نرخ ارز حقیقی، از سایت OECD استفاده شده است. به دلیل ماهیت نقدپذیری برخی از اجزای شبه پول در اقتصاد ایران، محاسبه کل‌های پولی متداول پول و شبه پول مورد بازنگری قرار گرفته است. بدین منظور سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، از اجزای شبه پول، با اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری جمع شده و متغیر جدید حجم پول را تشکیل داده است (M1-new). در نمودار ۱ متغیرهای M1 و M1-new مقایسه شده است. همچنان‌که مشاهده می‌شود از ابتدای دهه ۱۳۹۰ این دو متغیر از هم فاصله گرفته‌اند؛ به عبارت دیگر در این دوران اجزای نقدپذیر شبه پول گسترش زیادی داشته، به‌طوری‌که در فصل اول ۱۴۰۱ مقدار حجم پول در تعریف جدید بیش از دو برابر حجم پول در تعریف متداول بانک مرکزی است. همچنین نسبت پول به نقدینگی در تعریف متداول بانک مرکزی در فصل اول ۱۴۰۱ معادل ۲۲ درصد است، درحالی‌که مقدار نسبت اصلاح شده در این مطالعه حدود ۵۵ درصد محاسبه می‌شود.



شکل ۱. مقایسه داده‌های M1 با M1-new

در الگوهای پژوهش نماد GDPR تولید ناخالص داخلی حقیقی بعد از تعدیل فصلی است. (R-inf) نرخ سود حقیقی بلندمدت بانکی می‌باشد. PH/CPI قیمت اجاره مسکن به شاخص قیمت مصرف‌کننده است. (M1new/M2) نسبت پول به نقدینگی می‌باشد. Einf نماد نرخ تورم مورد انتظار است که با فرض انتظارات تطبیقی، مبتنی بر یک فرایند تصحیح خطا می‌باشد و

تابعی از مقادیر مشاهده شده جاری و گذشته خود متغیر تعریف می‌شود؛ بنابراین از مقادیر برازش شده تورم توسط یک فرایند اتورگرسیو، به‌عنوان تورم مورد انتظار استفاده شده است. ER نرخ ارز حقیقی است که به‌صورت نرخ ارز اسمی بازار آزاد ضربدر شاخص قیمت خارجی (شاخص مصرف‌کننده کشورهای عضو OECD) تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی ساخته شده است. متغیر UN نشان‌دهنده شاخص ترکیبی نااطمینانی از نوسانات نرخ ارز اسمی و قیمت اجاره مسکن با استفاده از روش آرچ و گارچ است. در جدول ۱ نتایج بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش بر اساس آزمون پرون گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس- پرون

نام متغیر	نماد متغیر	آماره آزمون	تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون	درجه جمعی
مانده‌های حقیقی پول	$LOG(M1_{new} / P)$	-۰/۴۳	DLOG(M1new / P)	-۱۱/۸۹	I(1)
مانده‌های حقیقی نقدینگی	LOG(M2 /P)	-۰/۲۳	DLOG(M2 /P)	-۱۰/۷۸	I(1)
تولید ناخالص داخلی حقیقی	LOG(GDPR)	-۳/۰۱	DLOG(GDPR)	-	I(0)
نرخ سود حقیقی بانکی	R-inf	-۲/۲۶	D(R-inf)	-۵/۰۲	I(1)
اجاره مسکن به شاخص CPI	LOG(PH/CPI)	-۰/۸۰	DLOG(PH/CPI)	-۷/۴۱	I(1)
نرخ ارز حقیقی	LOG(ER)	-۰/۹۲	DLOG(ER)	-۹/۷۵	I(1)
نرخ تورم مورد انتظار	Einf	-۲/۴۱	DEinf	-۸/۳۵	I(1)
نسبت پول به نقدینگی	$LOG(M1_{new} / M2)$	-۱/۲۸	DLOG(M1new / M2)	-۱۰/۴۸	I(1)
شاخص نااطمینانی	UN	-۸/۱۳	DUN	-	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش - کمیت بحرانی در سطح ۵ درصد معادل ۲/۸۸- است

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای منظور شده در الگوهای پژوهش، پایا از درجه صفر و یک هستند. در برآورد تابع تقاضای پول توجه به پویایی متغیرها دارای اهمیت است، بنابراین باید روشی انتخاب شود که اولاً شامل وقفه متغیرها بوده و ثانیاً دارای مشکلات اقتصادسنجی رایج از جمله درون‌زایی نباشد. در این مطالعه با استفاده از سه روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL). روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به برآورد تابع تقاضای پول و نقدینگی پرداخته می‌شود.

۵- یافته‌های پژوهش

برآورد توابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی نقدینگی و پول

در روش GMM متغیرهای ابزاری شامل وقفه متغیر وابسته، وقفه‌های متغیر قیمت نسبی اجاره، وقفه‌های متغیر نسبت پول به نقدینگی، وقفه‌های متغیر تورم، نرخ ارز و نرخ سود حقیقی است. آزمون سارگان و هانسن و آماره j فرض صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌کند و از این رو حاکی از معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده و در نتیجه، تأیید اعتبار نتایج برای تفسیر است. در روش DOLS نیز همه متغیرهای مورد استفاده معنادار و علامت آنها مشابه روش قبل است. آزمون بررسی ثبات هانسن که یک روش وجود رابطه همجمعی نیز می‌باشد، حاکی از باثبات بودن ضرایب معادله برآورد شده در کل دوره نمونه مورد بررسی است. در روش ARDL، وقفه متغیر وابسته برابر یک و وقفه متغیرهای توضیح‌دهنده مطابق معیارهای آکائیک، هنان کوین و شوارتز بیزین چهار است. رابطه بلندمدت مانده‌های حقیقی نقدینگی نشان می‌دهد که ضرایب برآورد شده با استفاده از سه روش در سطح ۵ درصد معنادار است.

جدول ۲، نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی نقدینگی را با استفاده از سه روش نشان می‌دهد. مطابق نتایج، کشش درآمدی تقاضای حقیقی نقدینگی معادل ۱/۲۲ تا ۱/۹۳ است. همچنین بر اساس روش GMM، با افزایش یک واحد درصد در نرخ سود حقیقی، تقاضای حقیقی نقدینگی معادل ۲ درصد کاهش می‌یابد. با این حال متغیر نرخ سود حقیقی بانکی در دو روش دیگر معنادار نیست. با توجه به اینکه در اقتصاد ایران نرخ سود حقیقی بانکی شاخص جامعی از هزینه فرصت پول تلقی نمی‌شود و از سوی دیگر در بسیاری از سال‌ها نیز منفی است، این نتیجه دور از انتظار نیست. کشش قیمت نسبی اجاره منفی و معادل ۰/۴۵- تا ۰/۷۱- و کشش نرخ ارز حقیقی نیز منفی و معادل ۰/۱۱- تا ۰/۳۶- است که بیانگر جانشینی پول داخلی و خارجی می‌باشد. همچنین افزایش نرخ تورم مورد انتظار، به‌عنوان نرخ بازدهی کالاهای مصرفی بادوام، دارای اثر منفی است، به‌طوری‌که افزایش یک واحد درصد در تورم مورد انتظار، تقاضای نقدینگی حقیقی را معادل ۰/۶۸ تا ۱/۸۳ درصد کاهش می‌دهد. از متغیرهای توضیحی مهم الگوی پژوهش نسبت پول به نقدینگی است. مطابق نتایج، افزایش یک درصد در نسبت مذکور، تقاضای نقدینگی حقیقی را بیش از یک درصد یعنی حدود ۱/۴۶ تا ۲/۴۶ درصد کاهش می‌دهد.

جدول ۳، نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول را با استفاده از سه روش نشان می‌دهد. مطابق نتایج، کشش درآمدی ۱/۷۰ تا ۲/۲۵، کشش قیمت نسبی اجاره ۱/۰۹- تا ۱/۷۵-، کشش نرخ ارز حقیقی ۰/۱- تا ۰/۳۹- برآورد می‌شود. همچنین بر اساس نتایج الگوهای GMM و DOLS، افزایش یک واحد درصد در نرخ سود حقیقی بانکی منجر به

کاهش ۲ درصد تقاضای حقیقی پول می‌شود. این متغیر در روش ARDL معنادار نیست. افزایش یک واحد درصد نرخ تورم مورد انتظار منجر به کاهش ۳/۵ تا ۴/۲ درصد در تقاضای حقیقی پول می‌شود.

جدول ۲. نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضا برای مانده‌های حقیقی نقدینگی متغیر وابسته: لگاریتم نقدینگی حقیقی، LOG(M2/ P)

روش برآورد	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)			حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)			خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob
C	−۱۴/۳	−۲/۵۵	۰/۰۱۲	−۸/۳۶	−۵/۰۲	۰/۰۰۰	−۵/۴۷	−۱/۷۸	۰/۰۷۸
LOG(GDPR)	۱/۹۳	۴/۱۳	۰/۰۰۰	۱/۳۴	۹/۷۲	۰/۰۰۰	۱/۲۲	۴/۹۶	۰/۰۰۰
R-inf	−۰/۰۲	−۲/۴۰	۰/۰۱۸	−۰/۰۰۱	−۰/۶۶	۰/۵۱۱	۰/۰۰۰۸	۰/۲۷	۰/۷۹
LOG(PH/CPI)	−۰/۷۱	−۲/۰۰	۰/۰۴۸	−۰/۶۴	−۳/۶۴	۰/۰۰۰	−۰/۴۵	−۱/۶۹	۰/۰۹۵
LOG(ER)	−۰/۳۶	−۲/۵۸	۰/۰۱۱	−۰/۱۱	−۲/۵۶	۰/۰۱۲	−۰/۲۵	−۳/۵۷	۰/۰۰۰۶
Einf	−۱/۸۳	−۲/۴۷	۰/۰۱۵	−۰/۶۸	−۳/۶۷	۰/۰۰۰	−۰/۷۳	−۳/۵۵	۰/۰۰۰۶
$LOG(M1_{new} / M2)$	−۱/۴۶	−۱/۷۶	۰/۰۸۱	−۱/۶۱	−۵/۵۷	۰/۰۰۰	−۲/۴۶	−۴/۵۳	۰/۰۰۰
UN							۰/۰۳	۱/۷۵	۰/۰۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج برآورد بلندمدت تابع تقاضای مانده‌های حقیقی پول متغیر وابسته: لگاریتم پول حقیقی، $LOG(M1_{new} / P)$

روش برآورد	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)			حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)			خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)		
متغیر توضیحی	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob	ضریب	آماره t	prob
C	−۱۶/۰۹	−۵/۹۸	۰/۰۰۰	−۱۳/۰۱	−۱۱/۰	۰/۰۰	−۱۷/۷۸	−۴/۸۳	۰/۰۰۰
LOG(GDPR)	۲/۰۷	۹/۰۹	۰/۰۰۰	۱/۷۰	۱۵/۴	۰/۰۰	۲/۲۵	۵/۸۷	۰/۰۰۰
LOG(PH/CPI)	−۱/۵۰	−۵/۳۸	۰/۰۰۰	−۱/۰۹	−۶/۱۲	۰/۰۰	−۱/۷۵	−۳/۰۱	۰/۰۰۳
LOG(ER)	−۰/۳۴	−۳/۷۶	۰/۰۰۰	−۰/۱	−۱/۷۸	۰/۰۸	−۰/۳۹	−۱/۹۶	۰/۰۵۳
Einf	−۳/۵	−۳/۲۸	۰/۰۰۱	−۳/۵۶	−۳/۷۳	۰/۰۰	−۴/۲۱	−۲/۰۳	۰/۰۴۵
R-inf	−۰/۰۲۴	−۳/۷۵	۰/۰۰۰	−۰/۰۲	−۳/۰۱	۰/۰۰	−۰/۰۰۷	−۰/۴۴	۰/۶۶۲
UN							−۰/۴۰	−۲/۰۳	۰/۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون ثبات تقاضای نقدینگی و پول

بررسی ثبات تقاضای پول بستگی به عواملی مانند دوره زمانی، تواتر داده‌ها، نوع نرخ بهره و معیارهای فعالیت اقتصادی، شکل تابع و نوع کل‌های پولی دارد (پاپادموس و استارک، ۲۰۱۰). زمانی که ضرایب در هر دوره تغییر کنند آزمون‌های چاو و درستنمایی کواندت[1] برای انجام آزمون ثبات ضرایب تابع تقاضای پول کاربرد ندارد. برای آزمون ثبات ضرایب در هر دوره که نقاط شکستگی بیش از یکی باشد، از آزمون‌های مجموع تجمعی[2] و مجموع مجذور تجمعی[3] استفاده می‌شود (براون، دوربین و ایوانز[4]، ۱۹۷۵). این آزمون‌ها ثبات پارامترها را در سطح معناداری ۵ درصد با استفاده از روش حداقل مربعات بازگشتی بررسی می‌کند. در روش‌های بازگشتی برای بررسی شکست ساختاری و تغییر ضرایب، یک روش پیش‌بینی یک قدمی وجود دارد که در آن یک رگرسیون برای یک نمونه از داده‌ها برآورد شده و سپس متغیر وابسته برای دوره بعد پیش‌بینی می‌شود. در هر سالی که خطای پیش‌بینی از مرز به اضافه و منهای دو برابر انحراف معیار خارج شود، بیانگر عدم ثبات ضرایب است. آماره مجموع تجمعی بر اساس نسخه نرمال شده مجموع انباشته پسماندها ایجاد می‌شود که تحت فرضیه صفر مبنی بر ثبات کامل پارامترها، برابر صفر می‌باشد. مجموع مجذور تجمعی نیز مجموع توان دوم خطاها است. همچنین می‌توان ثبات تقاضای پول را به‌وسیله برآورد تابع تقاضای پول و بررسی درجه جمعی پسماند معادله ارزیابی کرد. چنانچه درجه جمعی پسماند معادله صفر باشد، تابع برآورد شده باثبات خواهد بود (پاپادموس و استارک، ۲۰۱۰). مطابق نتایج جداول ۴ و ۵، جملات پسماند معادلات برآورد شده برای تقاضای نقدینگی و پول از درجه جمعی صفر بوده و نشان‌دهنده ثبات توابع برای کل دوره مورد مطالعه می‌باشد. با این حال برای ارزیابی ثبات ساختاری تقاضای نقدینگی و پول در دوره‌های مختلف، آزمون‌های Cusum و Cusum2 در الگوی ARDL، مورد استفاده قرار گرفته که در آن خطاهای بازگشتی غیرهمبسته با میانگین صفر و واریانس ثابت تعریف می‌شود (نمودارهای ۲ و ۳). نمودار آزمون Cusum برای تقاضای نقدینگی از ابتدای سال‌های دهه ۹۰ (دوره تشدید تحریم‌ها) تا انتهای دوره زمانی مورد مطالعه اگرچه داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد است، ولی جمع تجمعی خطاها به‌طور مستمر از میانگین صفر منحرف شده که نشان‌دهنده تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و تأیید نسبی شکست ساختاری در این دوره است. با

1. Quandt
2. Cusum
3. Cusum-sq
4. Brown, Durbin, Evans

این حال آزمون Cusum2 نشان می‌دهد که تغییرات در ثبات ضرایب شدید نیست. مطابق با تفسیر هانسن (۱۹۹۲) می‌توان گفت که آزمون Cusum بی‌ثباتی مقدار عرض از مبدأ را تأیید و نتایج Cusum2 بی‌ثباتی واریانس خطای تابع را رد می‌کند. مطابق با آزمون Cusum و Cusum2 برای تقاضای پول، ثبات ساختاری معادله برای دوره شروع تشدید تحریم‌ها در سال ۹۷ تأیید نمی‌شود. نکته مهم آنکه تداوم روند نمودارها می‌تواند هشدارآمیز باشد. از سوی دیگر با استفاده از نتایج برآورد معادلات کوتاه‌مدت روش ARDL و بررسی نحوه تعدیل تقاضای نقدینگی و پول به روند بلندمدت خود می‌توان ثبات ساختاری توابع برآورد شده را ارزیابی کرد (جداول ۶ و ۷). ضریب تصحیح خطا در الگوی ECM تقاضای نقدینگی نشان می‌دهد که خطای هر دوره فقط ۱۱/۶ درصد تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر حذف آثار یک تکانه در تقاضای نقدینگی و برگشت به روند بلندمدت حدود ۹ فصل زمان نیاز دارد. رقم مشابه برای تقاضای پول معادل ۱۹/۴ درصد و مدت زمان برگشت به روند بلندمدت بیش از ۵ فصل است. این نتایج نشان از ماندگاری نسبتاً طولانی آثار تکانه‌ها بر تقاضای نقدینگی نسبت به تقاضای پول دارد.

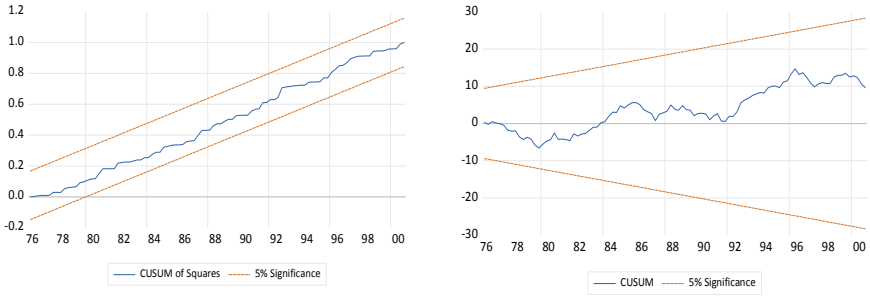
جدول ٤. بررسی پایایی جملات پسماند معادله تقاضای نقدینگی

جمله پسماند	آماره فیلیپس پرون	prob	درجه جمعی
معادله ARDL	−۱۲/۵۷	۰/۰۰۰	I(0)
معادله DLOS	−۴/۱۹	۰/۰۰۱	I(0)
معادله GMM	−۴/۰۳۲	۰/۰۰۲	I(0)

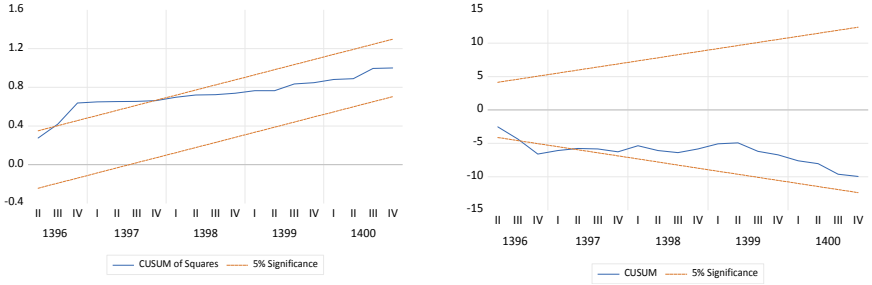
منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. بررسی پایایی جملات پسماند معادله تقاضای پول

جمله پسماند	آماره فیلیپس پرون	prob	درجه جمعی
معادله ARDL	−۱۰/۹۹	۰/۰۰۰	I(0)
معادله DLOS	−۴/۵۴	۰/۰۰۱	I(0)
معادله GMM	−۷/۳۹	۰/۰۰۰	I(0)



نمودار ۲. آزمون ثبات ساختاری تابع تقاضای نقدینگی به روش Cusum و Cusum2



نمودار ۳. آزمون ثبات ساختاری تابع تقاضای پول به روش Cusum و Cusum2

جدول ٦. نتایج برآورد معادله ECM تقاضای نقدینگی

متغیر	ضریب	آماره t	prob
DLOG(GDPR)	۰/۴۷۷	۵/۶۶۷	۰/۰۰۰
DLOG(PH/CPI)	۰/۲۶۵	۱/۶۶۱	۰/۰۹۹۸
DLOG(PH(-1)/CPI(-1))	۰/۲۹۴	۱/۹۳۵	۰/۰۵۸۸
DLOG(ER)	۰/۱۵۱	۳/۷۶۸	۰/۰۰۰۳
DLOG(ER(-1))	۰/۱۰۱	۲/۶۱۹	۰/۰۱۰۳
DLOG(ER(-2))	−۰/۰۷۵	−۲/۱۴۵	۰/۰۳۴۴
D(R-inf)	۰/۰۰۲	۲/۴۶۸	۰/۰۱۵۳
D(R(-1)-inf (-1))	−۰/۰۰۳	−۲/۹۵	۰/۰۰۴۰
DLOG($M1_{new}$ / M2)	−۰/۱۷۷	−۱/۴۳	۰/۱۵۶۰
DLOG($M1_{new}$ (-1)/M2(-1))	۰/۱۸۲	۱/۳۳۴	۰/۱۸۵۳
DLOG($M1_{new}$ (-2)/M2(-2))	۰/۷۲۷	۵/۳۰۸	۰/۰۰۰۰
D(UN)	۰/۰۰۱	۰/۵۸۱	۰/۵۶۲۷
CointEq(-1)*	−۰/۱۹۴	−۷/۴۱۷	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج برآورد معادله ECM تقاضای پول

متغیر	ضریب	آماره t	prob
DLOG(M1new (-1)/P(-1))	-۰/۲۴۳	-۲/۸۶۶	۰/۰۰۵
DLOG(PH/CPI)	۰/۰۵۳	۰/۲۴۹	۰/۸۰۴
DLOG(PH(-1)/CPI(-1))	۰/۴۸۱	۲/۵۰۳	۰/۰۱۴
DLOG(ER)	۰/۱۹۲	۴/۱۱۶	۰/۰۰۰۱
DLOG(ER(-1))	۰/۱۸۶	۳/۵۱۲	۰/۰۰۰۷
D(Einf)	-۰/۱۳	-۱/۱۲	۰/۲۶۵۷
D(Einf(-1))	۰/۱۷۳	۲/۰۵	۰/۰۴۳۴
D(Einf(-2))	۰/۳۲۴	۳/۹۷۵	۰/۰۰۰۱
D(R-inf)	۰/۰۰۵	۳/۱۶	۰/۰۰۲۱
D(UN)	۰/۰۱	۲/۲۴۲	۰/۰۲۷۳
D(UN(-1))	-۰/۰۱۱	-۲/۴۹۶	۰/۰۱۴۳
CointEq(-1)*	-۰/۱۱۶	-۶/۹۱۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۶- بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سیاست‌گذار پولی برای تعیین سهم عوامل مختلف در گسترش نقدینگی و همچنین دستیابی به هدف کنترل تورم باید تقاضای پول را مورد توجه قرار دهد. بدین جهت در درجه اول شکل تابع تقاضای پول و در درجه دوم ثبات این تابع مهم است. اگر تقاضای پول به‌صورت غیرقابل پیش‌بینی تغییر کند سازوکار انتقال سیاست پولی پیچیده شده و توانایی بانک مرکزی در کنترل پول، به‌عنوان هدف میانی و در نتیجه تورم کاهش می‌یابد. در بررسی سازوکار انتقال سیاست پولی رفتار عوامل اقتصادی در تقاضای پول بر پایه‌های خرد ضروری می‌باشد، زیرا خانوارها در نگهداری پول یکسان عمل نمی‌کنند.

در پژوهش حاضر با به‌کارگیری مبانی نظری پایه‌های خرد، توابع تقاضای مانده‌های حقیقی پول و نقدینگی، استخراج و سپس با به‌کارگیری سه روش ARDL، DOLS و GMM براساس داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۶۷-Q1 تا ۱۴۰۱-Q1 مورد برآورد قرار گرفته است. به‌دلیل ماهیت نقدپذیری برخی از اجزای شبه پول در اقتصاد ایران، محاسبه کل پولی متداول M1 بازنگری شده است. بدین منظور سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و سپرده‌های قرض‌الحسنه پس‌انداز، از اجزای شبه پول، با اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های جاری جمع شده است و متغیر جدید حجم پول را تشکیل می‌دهد.

مطابق نتایج برآورد توابع تقاضای پول و نقدینگی، کشش درآمدی مثبت است. تأثیر منفی و معنادار نرخ سود حقیقی بانکی در همه روش‌های برآورد تأیید نشده است. با توجه به اینکه در

اقتصاد ایران نرخ سود حقیقی بانکی شاخص جامعی از هزینه فرصت پول تلقی نمی‌شود و از سوی دیگر در بسیاری از سال‌ها نیز منفی بوده است، این نتیجه دور از انتظار نیست. کشش قیمت نسبی اجاره و کشش نرخ ارز حقیقی نیز منفی است. از عوامل مهم تأثیرگذار بر تقاضای پول و نقدینگی، متغیر تورم مورد انتظار است. این نکته نشان می‌دهد که آثار تکانه‌های منفی، که تورم مورد انتظار را می‌افزاید، در نهایت با افزایش سرعت گردش درآمدی پول، تقاضا برای کالاهای مصرفی بادوام و دارایی‌های جایگزین را افزوده که می‌تواند به دلیل محدودیت‌های سمت عرضه، دور تازه‌ای از تورم را ایجاد کند. از عوامل مؤثر دیگر در الگوی پژوهش نسبت M1 به M2 می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که اثر بلندمدت این شاخص در تابع تقاضای نقدینگی، معنادار و منفی است؛ بنابراین در اجرای سیاست پولی توجه به ترکیب پول و شبه پول دارای اهمیت می‌باشد. اگرچه نتایج آزمون هانسن حاکی از ثبات تقاضای نقدینگی و پول در کل دوره مورد مطالعه است ولی نتایج آزمون Cusum و Cusum2 (آزمون براون و همکاران)، که ویژگی آن تشخیص بی‌ثباتی در مقاطع مختلف دوره مورد مطالعه است، دقیق‌تر به نظر می‌رسد. نمودار آزمون Cusum، برای تقاضای نقدینگی از ابتدای سال‌های دهه ۹۰ (دوره تشدید تحریم‌ها) تا انتهای دوره زمانی مورد مطالعه اگرچه داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد است، ولی جمع تجمعی خطاها به‌طور مستمر از میانگین صفر منحرف شده است که نشان‌دهنده تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و تأیید نسبی شکست ساختاری در این دوره می‌باشد. با این حال آزمون Cusum2 نشان می‌دهد که تغییرات در ثبات ضرایب شدید نیست. برای تقاضای پول، ثبات ساختاری معادله برای دوره شروع تشدید تحریم‌ها در سال ۹۷ تأیید نمی‌شود. نکته مهم آنکه تداوم روند نمودارها می‌تواند هشدارآمیز باشد. از سوی دیگر ضریب تصحیح خطا در الگوی ECM تقاضای نقدینگی نشان می‌دهد که خطای هر دوره فقط ۱۱/۶ درصد تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر حذف آثار یک تکانه در تقاضای نقدینگی و برگشت، به روند بلندمدت حدود ۹ فصل زمان نیاز دارد. رقم مشابه برای تقاضای پول معادل ۱۹/۴درصد و مدت زمان برگشت به روند بلندمدت بیش از ۵ فصل است. این نتایج نشان از ماندگاری نسبتاً طولانی آثار تکانه‌ها بر تقاضای نقدینگی نسبت به تقاضای پول دارد. نتیجه کلی آنکه انتخاب کل‌های پولی، به‌عنوان هدف میانی سیاست پولی می‌تواند در اقتصاد ایران با چالش همراه باشد.

منابع

۱. ابوالحسنی، اصغر، ندری، کامران، بیابانی، جهانگیر و اخلاقی فیض آثار، هادی (۱۳۹۳). بانکداری الکترونیکی و ثبات تابع تقاضای پول در ایران: مدل راهگزینی مارکف. *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۱۵، ۷۳-۹۴.

۲. بوستانی، رضا و کمیجانی، اکبر (۱۴۰۱). درس‌های ثبات تقاضای پول برای سیاست‌گذاری پولی، *تحقیقات اقتصادی*. ۵۷ (۲)، ۲۵۹-۲۸۴.

۳. شهرستانی، حمید و شریفی‌رنانی، حسین (۱۳۸۷). تخمین تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران: *تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۲)، ۸۹-۱۱۴.

۴. صادق‌زاده‌یزدی، علی، جعفری صمیمی، احمد و علمی، زهرا (۱۳۸۵). برآورد تابع بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای پول در ایران با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی. پژوهش‌های *اقتصادی ایران*، ۲۹ (۸)، ۱-۱۵.

۵. عرب یارمحمدی، جواد و عرفانی، علیرضا (۱۳۹۵). آزمون درونزایی پول در اقتصاد ایران. *اقتصاد پولی، مالی*، ۲۳ (۱۱)، ۱۰۰-۱۲۲.

۶. عرفانی، علیرضا، صادقی، خیام و پویا، محمد مهدی (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای پول در ایران با استفاده از شاخص دیویژیا، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۳(۴)، ۹۱ -۱۱۸.

۷. عزیزی فیروزه و مرادخانی، نرگس (۱۳۸۶). بررسی شاخص قیمت سهام بر تابع تقاضای پول، *پژوهشنامه اقتصادی*، (۷)۲۶، ۲۱۳-۲۴۱.

۸. گوگردچیان، احمد، بخشی دستجردی، رسول و هاشمی فرد، عاطفه (۱۳۹۴). رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳(۷۵)، ۲۱۱-۲۳۰.

9. Abolhasani, A., Nadari, K., Biabani, J., & Akhlaki F. A., H. (2014). Electronic banking and stability of money demand function in Iran: Markov choice model. *Economic Modeling Research*, 15, 73-94. (*in persian*).

10. Albulescu, C.T., & Pepin, D. (2018). Money demand stability, monetary overhang and inflation forecast in the CEE countries, *CRIEF - Centre de Recherche sur l'Intégration Economique et Financière.*

11. Albulescu, C. T., Pepin, D., & Miller, S. M. (2019). The micro-foundations of an open economy money demand: An application to the Central and Eastern European countries. *Journal of Macroeconomics*, 60, 33-45.

12, Arab Yarmohammadi, J., & Erfani, A. (2015). The test of money endogeneity in Iran's economy. *Monetary Economics, Finance*, 23 (11), 122-100. (*in persian*)

13. Azizi, F., & Moradkhani, N. (2007). Examining the stock price index on the money demand function. *Economic Research Journal*, 26, 213-241. (*in persian*)

14. Benati, L. (2009). Long Run Evidence on Money Growth and Inflation, European Central Bank, *Working Paper Series*, NO 1027.
15. Benchimol, J., & Qureshi, I. (2020). Time-Varying Money Demand and Real Balance Effects, *Economic Modelling*, 87, 197-211.
16. Bostani, R., & Komijani, A. (2022). Lessons of money demand stability for monetary policy, *Journal of Economic Research*. 57(2), 259-284. (*in persian*).
17. Boucekkine, M., Laksaci & Touati-Tliba, M. (2021), Long-run stability of money demand and monetary policy: the case of Algeria, *Working Papers, Documents de travail.*
18. Diaz-Giménez, J., Glover, A., & Rios-Rull, J. V. (2011). Facts on the Distributions of Earnings, Income, and Wealth in the United States: 2007 Update. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 34 (1), 2–31.
19. Duca, J., & VanHoose, D. (2004). Recent developments in understanding the demand for money, *Journal of Economics and Business*, 56(4), 247-272.
20. Erfani, A. Sadeghi, Kh., & Puya, M. M. (2013), Estimating the money demand function in Iran using Divizia index, *Economic Modeling Research Quarterly*, 13(4), 118-91. (*in persian*)
21. Gali, J. (2008). Monetary policy, inflation and business cycle: An introduction to the New Keynesian Framework. Oxfordshire: *Princeton University Press*.
22. Gogerdchian, A., Bakhshi D., Rasool & Hashemi F., A. (2015). An approach to Sidraski's money demand in Iran's economy. *Economic research and policies*, 23(75), 211-230. (*in persian*).
23. Hansen, B.E. (1992). Testing for the parameter instability in linear models. *Journal of Policy Modeling*, 14(4), 517-533.
24. Kaplan, G., Moll, B., & Violante, G. L. (2018). Monetary Policy According to HANK. *American Economic Review*, 108(3), 697-743.
25. Kapounek, S. (2011). Monetary Policy Implementation and Money Demand Instability during the Financial Crisis, Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis. *Mendel University Press*, 59(7), 177-186.
26. Lucas, R. E., & Nicolini, J. P. (2015). On the stability of money demand. *Journal of Monetary Economics*, 73(C), 48-65.
27. Luo S., Zhou, G., & Zhou, J. (2021). The Impact of Electronic Money on Monetary Policy: Based on DSGE Model Simulations. *Mathematics*, 9, 2614.

28. McAdam, P., & Ricardo, J. F. (2012). Anticipation of future consumption: a monetary perspective, *Working Paper Series* 1448, European Central Bank.
29. Mendizábal, H. R. (2006). The Behavior of Money Velocity in Low and High Inflation Countries, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(1), 209-228.
30. Mubarak, M. S., Benyamin, I. M., Fattah, S., & Uppun, P. (2017). Microfoundation of Money Demand: Household Income Factor Analysis. *Sci.Int. (Lahore),* 29(1), 223-227.
31. Papademos, L., & Stark, J. (2010). Enhancing monetary analysis, Chapter 3, *European Central Bank*, ISBN 978-92-899-0319-6.
32. Sadeghzadeh-Yazdi, A., Jafari Samimi A., & Elmi, Z. (2007). Estimating Demand for Money in Iran Using Autoregressive Distributed Lag Method. *Economic Research*, 8(29), 1-15. (*in persian*).
33. Sargent T.J., & Surico, P. (2012). Two Illustrations of the Quantity Theory of Money: Breakdowns and Revival. *American Economic Review*, 101(1), 28-109.
34. Shahrashtani, H., & Sharifi-Ranani H. (2008). Estimating the Money Demand Function and Investigating Its Stability in Iran. *Economic Research*, 43(2), 89-114. (*in persian*)
35. Walsh, C. E. (2010). Monetary Theory and Policy. Third Edition, *MIT Press Books, ed. 3.*

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

آثار حقیقی کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری: رهیافت DSGE

محمد امیرعلی[۱]، رسول بخشی دستجردی[۲]✉، محمد واعظ برزانی[۳]

۱. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، m.amirali@ase.ui.ac.ir

۲. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، r.bakhshi@ase.ui.ac.ir

۳. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران، m.vaez@ase.ui.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۱/۰۲/۲۵
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۰۷/۲۳
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۰۶
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۲/۳۰

کلیدواژه‌ها:
استمهال مطالبات غیرجاری، خلق اعتبار در بانکداری، ضریب فزاینده، الگوی DSGE

طبقه‌بندی JEL:
E27,E31,E32,E51,M41

چکیده

شواهد تجربی و بررسی‌های حسابداری نشان می‌دهند که پول در نظام بانکی، نه بر مبنای نظریه «ضریب فزاینده»، بلکه بر مبنای نظریه «خلق اعتبار در بانکداری» و بدون نیاز به پایه پولی خلق می‌شود. این نوع بانکداری اگر چه به باور حامیان آن، موجب رشد و توسعه اقتصادی است، اما به باور منتقدان در صورت آزادی عمل بیشتر بانک‌ها، نوع محدودیت‌ها و رفتار بانک‌ها در آن امکان رشد نقدینگی نامولد را از مجاری گوناگون افزایش می‌دهد. در نظام بانکی ایران افزون بر وام‌دهی، انتقال مطالبات غیرجاری به سرفصل جاری با استمهال صوری آن و شناسایی سود موهوم برای بانک‌ها، یکی از این مجاری بوده است. هدف این مقاله تحلیل تعادل عمومی پویای تصادفی این ترتیبات پولی می‌باشد که در الگوسازی‌ها کمتر مورد توجه قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که یک تکانه بهره‌وری کل منفی، منجر به کاهش بزرگ‌تر و سریع‌تر در سرمایه‌گذاری، تولید، مصرف، درآمد نیروی کار و به‌طور کلی رفاه در این الگو نسبت به الگوی ضریب فزاینده می‌شود. استمهال صوری مطالبات غیرجاری نیز موجب افزایش بدهی بنگاه، نکول بدهی، ریسک اعتباری، تنگنای اعتباری بنگاه، کندی در محو نقدینگی و خلق نقدینگی انباشت شونده در سپرده‌های مدت‌دار می‌شود، که با سیال شدن آثار منفی ایجاد می‌کند. سودآوری بنگاه‌ها و بانک‌ها نیز بیشتر کاهش می‌یابد و تورم با افزایش بیشتری مواجه می‌شود. همچنین برخلاف الگوی ضریب فزاینده، نرخ‌های سود افزایش خواهند داشت، بنابراین کنترل دقیق رفتار بانک‌ها در این بستر ضروری است. سیاست‌های احتیاطی کلان، ذخیره‌گیری مطالبات غیرجاری با رویکرد پویا و اصلاح نظام حسابداری، از پیشنهادهای مقاله در این جهت است.

امیرعلی، محمد، بخشی دستجردی، رسول و واعظ برزانی، محمد (۱۴۰۱). آثار حقیقی کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری: رهیافت DSGE. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۵۸۳-۶۲۸.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.92422

۱- مقدمه

در اقتصادهای امروزی بخش مهمی از نقدینگی، بدهی بانک‌ها می‌باشد[۱]. از این رو پیش‌نیاز طراحی یک نظام پولی ایده‌آل، درک دقیق از چیستی و کارکرد بانک در نظام پولی و اعتباری است. چند نظریه در این زمینه مطرح شده است. بر مبنای نظریه مسلط از دهه ۱۹۶۰ که نظریه «واسطه‌گری وجوه قابل وام‌دهی[۲]» نامیده می‌شود، بانک‌ها تنها منابع را جمع‌آوری می‌کنند و تخصیص می‌دهند. بر مبنای نظریه مسلط از دهه۱۹۳۰ تا ۱۹۶۰ و روایت رایج امروز از خلق نقدینگی که نظریه «اصل ذخیره جزئی[۳]» یا «ضریب فزاینده[۴]» نامیده می‌شود، هر بانک به‌تنهایی واسطه وجوه است و قادر به خلق نقدینگی نمی‌باشد، اما مجموع بانک‌ها می‌توانند به‌صورت دسته‌جمعی[۵] و محدود به پایه پولی برون‌زا، به خلق نقدینگی بپردازند. با وقوع بحران مالی ۲۰۰۷، مشخص شده است که این دو نظریه، علاوه بر ضعف‌های ماهوی و حسابداری، نقش بانک‌ها در اقتصاد کلان را دست‌کم می‌گیرند و در توضیح نوسانات چرخه‌های مالی و تجاری، حرکت موافق چرخه‌ای[۶] متغیرها و حرکت‌های سریع و بزرگ ترازنامه بانک‌ها دارای ضعف‌های جدی هستند. بر این اساس نظریه «تأمین مالی از طریق خلق پول[۷]» یا «خلق اعتبار در بانکداری[۸]» که نظریه مسلط بانکداری تا دهه ۱۹۳۰ بوده دوباره مورد توجه قرار گرفته است. که بر اساس آن تک‌تک بانک‌ها می‌توانند با نقش آفرینی ویژه در اقتصاد کلان، با انعطاف‌پذیری بالاتر و بدون نیاز به پس‌انداز و پایه پولی و محدود به سودآوری و ریسک، به خلق نقدینگی بپردازند و پایه پولی را به‌صورت پسینی ایجاد کنند. هر پرداختی بانک به عوامل غیربانکی موجب خلق و هر دریافتی از آنها موجب محو نقدینگی می‌شود، بنابراین خالص رشد نقدینگی از تفاوت خلق و محو آن ایجاد می‌شود (ورنر[۹]، ۲۰۱۴).

---

۱. براساس داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای سال ۱۴۰۰، به میزان ۹۸/۲ درصد از نقدینگی، جمع سپرده‌های دیداری و سپرده‌های سرمایه‌گذاری بوده است و تنها ۱/۸ درصد از نقدینگی به صورت اسکناس و مسکوک بوده است.

2. Intermediation of Loanable Funds (ILF)
3. The Fractional Reserve Theory
4. Deposit Multiplier (DM)
5. Collectively
6 Procyclical
7. Financing Through Money Creation (FMC)
8. Credit Creation Theory Of Banking
9. Werner

این نوع ترتیبات پولی با توجه به آثار آن در اقتصاد کلان اهمیت بالایی دارد و از این رو دارای حامیان و منتقدانی بوده است. افرادی چون شومپیتر[1] (۱۹۳۴)، با توجه به عدم نیاز به پس‌انداز در این نوع خلق نقدینگی، آن را موجب رشد و توسعه اقتصادی دانسته‌اند، اما به باور منتقدان، در این ترتیبات پولی هر چه بانک‌ها آزادانه‌تر عمل کنند، امکان ایجاد حباب قیمتی، بی‌ثباتی، رفتار موافق چرخه‌ای بانک‌ها و بی‌عدالتی افزایش می‌یابد (مزکاتو و ری[2]، ۲۰۱۵).

بررسی‌ها نشان می‌دهد که رویکرد مسلط در تحلیل‌ها و الگوسازی‌ها، بر مبنای نظریه‌های «واسطه‌گری وجوه» و «ضریب فزاینده» بوده است که می‌تواند نتایج و توصیه‌های سیاستی گمراه‌کننده‌ای ارائه دهد. بر این اساس هدف این مطالعه، الگوسازی تعادل عمومی پویای تصادفی[3] نظریه «خلق اعتبار در بانکداری» و بررسی نتایج آن می‌باشد. از آنجا که مطابق با این نظریه، رفتار متقابل کارگزاران اقتصادی در یک فضای تعادل عمومی و پویا (و نه پس‌انداز و پایه‌پولی)، تعیین کننده خلق و محو نقدینگی می‌باشد، این الگو جهت بررسی موضوع انتخاب شده است.

طراحی الگوی خلق نقدینگی در این مطالعه، تنها محدود به عملیات وام‌دهی نمی‌شود. در این ارتباط با نگاهی به اصطکاک‌های مرتبط به محو نقدینگی از جمله نکول مطالبات و نحوه مواجهه با آن، می‌توان به یکی دیگر از لایه‌های رشد ترازنامه بانک‌ها دست یافت. بانک‌ها در مواجهه با مطالبات غیرجاری می‌توانند به ذخیره‌گیری[4] و یا مدارا با وام‌گیرندگان و استمهال[5] مطالبات غیرجاری بپردازند که در بستر ضعف‌های نظارتی، به دلایل مختلف از جمله مخفی نمودن زیان‌های ایجاد شده از مطالبات‌غیرجاری و اجتناب از هزینه‌های ناشی از ذخیره‌گیری، به صورت داوطلبانه رویکرد دوم را انتخاب می‌نمایند. استمهال صوری مطالبات غیرجاری نیز می‌تواند محو نقدینگی را با اختلال مواجه نموده و با ایجاد دارایی‌های موهوم، بر اندازه ترازنامه بانک‌ها تأثیر گذاشته و موجب افزایش رشد نقدینگی شود.

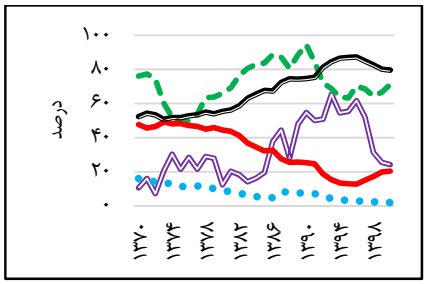
اهمیت این پژوهش از دو جهت افزایش می‌یابد: ۱- یکی از مهم‌ترین چالش‌های اقتصاد ایران رشد نقدینگی بالا و به‌طور متوسط ۲۸ درصد در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۴۰۰ و به تبع آن تورم پایدار به‌طور متوسط ۲۰ درصد در این دوره بوده است؛ ۲- بررسی روند بانکداری در ایران بیانگر تقویت مسیر خلق درون‌زای نقدینگی بوده است. بر مبنای شکل ۱، افزایش نسبت «بدهی

1. Schumpeter
2. Mazzucato & Wray
3. Dynamic Stochastic General Equilibrium
3. Provisioning

۴. در این مقاله واژه استمهال معادل با واژه Rollover در ادبیات اقتصادی در نظر گرفته شده است.

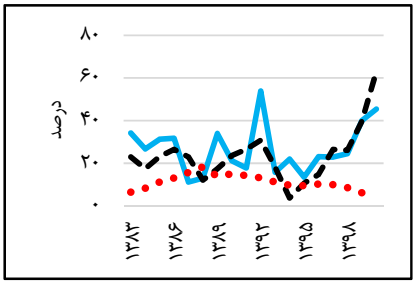
بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه پولی» از حدود ۱۰ درصد در سال ۱۳۷۰ به بالای۶۰ درصد در سال ۱۳۹۳، نشان می‌دهد که بانک‌ها بیش از ظرفیت متناسب با پایه پولی برون‌زا، به خلق نقدینگی پرداخته‌اند و برای جبران کسری ذخایر، به استقراض از بانک مرکزی روی آورده‌اند. همچنین نسبت «تسهیلات به سپرده‌ها» در بازه ۱۳۷۰–۱۴۰۰ همواره و با فاصله معنادار کمتر از عدد ۱ بوده است، که بیان‌گر آن است که مسیرهای دیگر برای خلق درون‌زای نقدینگی علاوه بر وام‌دهی فراهم بوده است. به‌علاوه، نسبت «اسکناس و مسکوک به نقدینگی» از حدود ۲۰ درصد در سال۱۳۷۰ به حدود ۲درصد در سال ۱۴۰۰ رسیده است، که این مسیر را تقویت نموده است و افزایش نسبت شبه‌پول به نقدینگی از حدود ۵۰ درصد به بالای ۸۰ درصد در این بازه زمانی، باعث تقویت خلق نقدینگی از جنبه پرداخت سود به سپرده‌ها شده است. افزون بر این، نسبت «مطالبات غیرجاری به کل مطالبات» به‌طور متوسط در حدود ۱۲ درصد در بازه ۱۳۸۳–۱۴۰۰ و با فاصله معنادار با متوسط ۳ درصد جهانی[1]، محو نقدینگی را با اختلال مواجه کرده و بانک‌ها را برای اجتناب از شناسایی زیان‌های ایجاد شده، به استمهال مطالبات غیرجاری تشویق کرده است. در ارتباط با استمهال مطالبات غیرجاری از آنجا که آمار رسمی برای این متغیر منتشر نمی‌شود، چاره‌ای جز رجوع به آمار برخی از متغیرهای کلان اقتصادی و تفسیر آنها وجود ندارد. در این ارتباط می‌توان گفت چنانچه رشد اسمی اقتصاد متناسب با رشد حجم تسهیلات بانک‌ها و در معنای وسیع‌تر دارایی‌های بانک‌ها باشد، در سطح کلان مطالبات بانکی قابل بازپرداخت خواهد بود (درودیان و دولت‌آبادی، ۱۴۰۰). بر مبنای شکل ۲، در اقتصاد ایران در بیشتر سال‌ها نرخ رشد دارایی‌های بانک‌ها بالاتر از نرخ رشد اسمی اقتصاد بوده است، که در کنار آمار بالای نسبت «مطالبات غیرجاری به کل مطالبات»، حکایت از آن دارد که بخشی از دارایی‌های ایجاد شده، موهومی و از جنبه استمهال صوری مطالبات غیرجاری بوده است.

۱. البته در محاسبه این نسبت، بخشی از مطالبات غیرجاری استمهال شده نیز به عنوان مطالبات جاری محاسبه شده است که با تعدیل این موضوع، این نسبت بسیار بزرگتر از این نیز خواهد بود.



شکل ۱. روند نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه پولی نسبت تسهیلات به سپرده‌ها نسبت پول به نقدینگی نسبت شبه‌پول به نقدینگی و نسبت اسکناس و مسکوک به نقدینگی

منبع: داده‌های بانک مرکزی و محاسبات پژوهش



شکل ۲. روند نرخ رشد دارایی‌های سیستم بانکی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت اسمی و نسبت مطالبات غیرجاری به کل مطالبات

منبع: داده‌های بانک مرکزی و محاسبات پژوهش

علاوه بر این، تغییر مبنای حسابداری نقدی به تعهدی در سال ۱۳۸۲ و از این رو شناسایی سود در هنگام اعطای وام، به‌همراه وجود ضعف نظارت بر عملکرد شبکه بانکی، بانک‌ها را به استمهال صوری مطالبات غیرجاری و زنده نگه داشتن سودهای شناسایی شده تشویق کرده است.

۲- مبانی نظری

به‌طور کلی سه نظریه «واسطه‌گری وجوه قابل وام‌دهی»، «ضریب فزاینده» و «خلق اعتبار در بانکداری» در رابطه با کارکرد بانک و خلق نقدینگی مطرح شده است، بر مبنای نظریه «واسطه‌گری وجوه قابل وام‌دهی»، که بعد از کارهای گرلی و شاو[1] در دهه ۱۹۵۰ به تدریج به نظریه مسلط بانکداری تبدیل شد، اقتصاد پولی در قالب «سنت تحلیل حقیقی[2]» تحلیل شده و پول در یک «اقتصاد مبادله واقعی[3]» n امین کالای اقتصاد می‌باشد. نقش بانک‌ها در جایگاه انبارکننده پس‌اندازهای حقیقی و سپس هدایت آن به سرمایه‌گذاری، کمک به صرفه‌های ناشی از مقیاس و کاهش مشکلات ناشی از اطلاعات نامتقارن، خلاصه می‌شود و بانک‌ها از جنبه اقتصاد کلان جایگاه مهمی ندارند. با اعطای وام از قدرت خرید سپرده‌گذاران کاسته شده و به قدرت

1. Gurley & Shaw
2. Real Analysis Tradition
3. Real exchange Economy

خرید وام‌گیرندگان افزوده می‌شود، بنابراین قدرت خرید کل جامعه تغییری نمی‌کند (فرکسیس و روچت[1]، ۲۰۰۸). در این ارتباط گرلی و شاو (۱۹۶۰) معتقد بوده‌اند نه بانک و نه هیچ واسطه مالی دیگری وجوه وام‌دادنی خلق نمی‌کنند. نگاهی به پژوهش‌ها و الگوهای طراحی شده در دهه‌های اخیر نیز نشان از پیش فرض گرفتن درستی این نظریه در بیشتر مطالعات دارد، که به‌عنوان نمونه می‌توان به مطالعات دیاموند و دیبویگ[2] (۱۹۸۳)، برنانکه و گرتلر[3] (۱۹۹۵)، وودفورد[4] (۲۰۰۳)، و گرتلر و کیوتاکی[5] (۲۰۱۱) اشاره کرد.

بر مبنای نظریه مسلط از دهه۱۹۳۰ تا ۱۹۶۰ و روایت رایج امروز از خلق نقدینگی که نظریه «اصل ذخیره جزئی» یا «ضریب فزاینده» نامیده می‌شود، بانک‌ها به تنهایی واسطه وجوه هستند و قادر به خلق نقدینگی نیستند، اما می‌توانند به‌صورت دسته‌جمعی با چند برابر کردن پایه پولی موجود، به خلق نقدینگی بپردازند (منکیو[6]، ۲۰۱۱؛ میشکین و همکاران[7]، ۲۰۱۳). فرآیند خلق نقدینگی با فرض ساده‌سازی، با سپرده‌گذاری یک فرد در بانک اول آغاز می‌شود، سپس این بانک درصدی از این سپرده‌ها را نزد بانک مرکزی به‌عنوان ذخیره قانونی سپرده‌گذاری می‌کند و مابقی آن را وام می‌دهد، وام دریافت شده در بانک دوم سپرده‌گذاری می‌شود و این بانک نیز همانند بانک اول عمل می‌کند، سپس این فرآیند در بانک‌های بعدی نیز تکرار می‌شود و به‌تدریج خلق نقدینگی به صفر میل می‌کند. در نهایت مبتنی بر رابطه (۱)، به اندازه پایه پولی اولیه، ضرب در یک ضریب فزاینده، پول در اقتصاد وجود خواهد داشت:

$$M = H \times \frac{c+1}{c+rr+er} \qquad (۱)$$

در این رابطه c نسبت اسکناس و مسکوک به سپرده‌های دیداری، rr نرخ ذخایر قانونی، er نرخ ذخایر اضافی، H پایه پولی یا پول پرقدرت و M حجم پول در اقتصاد می‌باشد. بنابراین، جهت کنترل حجم نقدینگی بر کنترل نرخ ذخیره قانونی و پایه پولی تأکید می‌شود (فرزین‌وش و رحمانی، ۱۳۷۹). ردپای این نظریه در نوشته‌های قدیمی افرادی چون مارشال[8] (۱۸۸۸) یافت می‌شود. بعد از آن نیز با مقالات کانن[9] (۱۹۲۱)، کتاب «اعتبار بانکی[10]» فیلیپس[1] (۱۹۲۰) و

1. Freixas & Rochet
2. Diamond & Dybvig
3. Bernanke & Gertler
4. Woodford
5. Gertler & Kiyotaki
6. Mankiw
7. Mishkin et al.
8. Marshal
9. Cannan
10. Bank Credit

کتاب «علم اقتصاد[۲]» ساموئلسون[۳] (۱۹۴۸) به دیدگاه مسلط تبدیل شد و بعدها نیز مورد توجه اقتصاددانانی همچون آچیم[۴] (۱۹۵۹)، سولومون[۵] (۱۹۵۹)، پاول اسمیت[۶] (۱۹۶۶)، و استیگلیتز[۷] (۱۹۹۷) نیز قرار گرفت.

بحران مالی ۲۰۰۷ عاملی شد تا این دو نظریه از جنبه‌های نظری و تجربی مورد بررسی و نقد قرار گیرند که از آن‌جمله می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد: اینکه پول چیزی است که ابتدا باید سپرده شود و سپس بانک آن را وام‌دهی کند، ریشه در کالا دانستن پول است. در حالی که پول بر خلاف کالاها همزمان هم دارایی صاحب آن و هم بدهی بانک محسوب می‌شود و الزامی برای جمع‌آوری این بدهی و سپس وام‌دهی آن وجود ندارد. همچنین در این دو نظریه به ماهیت تلفیقی ترازنامه شبکه بانکی توجه نمی‌شود، به آن معنا که پس انداز کردن معادل با ورود سپرده و ذخایر به یک بانک و خروج سپرده و ذخایر از بانک دیگر است و منابع جدیدی برای وام‌دهی ایجاد نمی‌کند. افزون بر آن در این دو نظریه، به اصول حسابداری دو طرفه توجه نمی‌شود. در واقع واسطه‌گری وجوه یعنی از حساب سپرده فردی کم شده و به حساب دیگری افزوده می‌شود، در حالی که در حسابداری بانکی دو طرف ترازنامه همزمان رشد می‌کند. همچنین در این دو نظریه به تفاوت ذخایر و سپرده‌ها در وام‌دهی توجه نمی‌شود، در حالی‌که ذخایر بانکی ماهیت و جنسی متفاوت با سپرده‌های بانکی دارند و قابلیت وام‌دهی به بخش غیر بانکی را ندارند. علاوه بر آن، عرضه ذخایر عظیم بعد از بحران مالی ۲۰۰۷ و عدم رشد نقدینگی متناسب با آن بر مبنای نظریه ضریب فزاینده و گرایش سیاست‌گذاران پولی به هدف‌گذاری نرخ بهره به جای کل‌های پولی، به نوعی ضعف این دو نظریه را نمایان می‌کنند (جکاب و کامهوف[۱]، ۲۰۱۵).

بر این اساس نظریه «خلق اعتبار در بانکداری» که نظریه مسلط تا دهه ۱۹۳۰ بوده است و از سوی مکتب بانکی[۲] در اواخر قرن هجدهم و اقتصاددانانی همچون شومپیتر[۳] (۱۹۳۴)، ویکسل[۴] ویکسل[۴] (۱۹۰۶) و کینز[۵] (۱۹۳۰) مورد توجه قرار گرفته بود و البته در این میان بعد از دهه ۱۹۷۰ مورد توجه اقتصاددان پساکینزی[۶] نیز قرار داشت، مجدداً از سوی بانک‌های مرکزی، مراکز

1. Philips
2. Economics
3. Samuelson
4. Aschheim
5. Solomon
6. Paul Smith
7. Stiglitz

سیاست‌گذاری و پژوهش‌های بسیاری از جمله بانک تسویه بین‌الملل (دیسیاتات[۷]، ۲۰۱۱)، بانک مرکزی اروپا (۲۰۱۱)، فدرال رزرو (کیستر و مک اندریو[۸]، ۲۰۰۹)، صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۹) و بانک مرکزی انگلستان (ترنر[۹]، ۲۰۱۳)، مورد توجه قرار گرفت.

بر مبنای این نظریه، پول به مثابه یک رابطه اجتماعی[۱۰]، نوعی سند بدهی[۱۱] است. بانکداری استفاده از یک «حق ویژه[۱۲]» است، به گونه‌ای که بانک‌ها و فقط بانک‌ها، می‌توانند بدون نیاز به پس‌اندازها (سپرده‌ها) یا ذخایر پیشین و با ثبت‌های حسابداری دو طرفه[۱۳]، مبتنی بر ملاحظات سودآوری و ریسک‌های مربوطه و مبتنی بر رفتار بازیگران مختلف در بهینه‌یابی توابع هدف خود در یک تعادل عمومی، سند بدهی خود را به پول رسمی کشور تبدیل کنند. ذخایر مورد نیاز نیز یا از قبل به‌صورت برون‌زا به‌عنوان مثال از طریق ذخایر خارجی حاصل از فروش نفت، وارد اقتصاد شده است، یا اینکه به‌صورت پسینی و درون‌زا، از طریق استقراض از بانک مرکزی خلق می‌شود. در این ترتیبات پولی، بانک‌ها از جنبه اقتصاد کلان دارای اهمیت بالایی هستند. همچنین بانک‌های مرکزی به‌جای کنترل مستقیم کل‌های پولی، با کنترل برخی از نرخ‌ها از جمله نرخ بهره بازار بین بانکی و با استفاده از ابزارهایی مانند عملیات بازار باز، رفتار بانک‌ها در خلق نقدینگی را کنترل می‌کنند و در این ارتباط سیاست‌های احتیاطی خرد[۱۴] و به‌خصوص کلان[۱۵] نیز از اهمیت بالایی برخوردارند (بنس[۱۶] و کامهوف، ۲۰۱۴). مبتنی بر این نظریه هر پرداختی بانک به عوامل غیربانکی همچون وام‌دهی، پرداخت دستمزد به نیروی کار، پرداخت بهره به سپرده‌گذاران و خرید دارایی‌ها موجب خلق نقدینگی و هر دریافتی از آنان همچون بازپرداخت وام، دریافت بهره از وام‌گیرندگان و فروش دارایی‌ها موجب محو نقدینگی می‌شود (رایان کولینز و

7. Jakab & Kumhof
8. Banking School
3. Schumpeter
4. Wicksell
5. Keynes
6. Post-Keynesian
7. Disyatat
8. Keister & McAndrews
9. Turner
10. Money as a Social Relationship
11. IOU
12. Privileged Right
13. Double-Entry Bookkeeping
14. Microprudential Policies
15. Macroprudential Policies
12. Benes

همکاران[1]، ۲۰۱۲). بنابراین خالص رشد نقدینگی از تفاوت خلق و محو آن ایجاد می‌شود و جهت عدم رشد نامتوازن نقدینگی، محو آن از اهمیت بالایی برخوردار است.

در این ارتباط با نگاهی به اصطکاک‌های مرتبط به محو نقدینگی از جمله نکول مطالبات و نحوه مواجهه بانک‌ها با آن، می‌توان به یکی دیگر از لایه‌های رشد ترازنامه بانک‌ها دست یافت. به طور کلی بانک‌ها می‌توانند از دو روش در مواجهه با نکول وام‌ها اقدام کنند: روش اول ذخیره‌گیری و به اجرا گذاشتن وثایق و خارج کردن تسهیلات از دارایی‌ها می‌باشد. در روش دوم بانک‌ها به مدارا کردن با بدهکاران، به تعویق انداختن، تجدید ساختار و استمهال بدهی‌ها می‌پردازند. اگر مشکل تسهیلات‌گیرندگان از جنس اعسار ترازنامه‌ای آنها باشد، روش اول مناسب‌تر است، اما اگر مشکل تسهیلات‌گیرندگان از جنس کمبود نقدینگی باشد، روش دوم مناسب‌تر است (هومر و همکاران[2]، ۲۰۱۵). با این وجود حتی با علم به اعسار ترازنامه‌ای بدهکاران، به دلایل مختلف روش دوم به گزینه داوطلبانه بانک‌ها تبدیل می‌شود: ۱- مطابق با قانون بانک‌ها می‌بایست متناسب با مدت زمان تعویق بدهی خود نسبت به ذخیره‌گیری اختصاصی از ۱۰ تا ۱۰۰ درصد اقدام کنند و تسهیلات سوخت شده را از دفاتر خود حذف[3] کنند، اما این ثبت از ذخیره - هزینه مطالبات غیرجاری، دارایی‌ها و سودآوری بانک‌ها را کاهش می‌دهد؛ ۲- آشکار نمودن مطالبات غیرجاری و شناسایی زیان برای بانک‌ها، وجهه آنها را در برابر سهام‌داران بانک‌ها، بانک مرکزی و جامعه مخدوش می‌کند و بانک‌ها برای جلوگیری از این موضوع، سعی در مخفی کردن آن می‌کنند؛ ۳- مبتنی بر اصول حسابداری تعهدی[4]، بانک‌ها می‌توانند به محض اعطای تسهیلات، بلافاصله برای این تسهیلات سود شناسایی کنند و در مواجهه با نکول مطالبات نیز با استمهال مطالبات غیرجاری، سعی در زنده نگه داشتن این سودها دارند؛۴-عدم دریافت وثایق کافی، مشکلات حقوقی وثایق موجود، عدم رشد ارزش وثایق به‌تناسب ارزش تسهیلات و عدم نقدشوندگی کافی وثایق موجود نیز این موضوع را تقویت می‌کند (شریف‌زاده، ۱۳۹۴). استمهال مطالبات غیرجاری نیز می‌تواند محو نقدینگی را با اختلال مواجه نموده و با ایجاد دارایی‌های موهوم، بر اندازه ترازنامه بانک‌ها تأثیر گذاشته و موجب رشد نقدینگی شود. در ادامه، مبتنی بر یک مثال عددی اثر دو فرآیند ذخیره‌گیری و استمهال مطالبات غیرجاری بر ترازنامه بانک تشریح می‌شود.

1. Ryan Collins
2. Homar et al.
3. Write-off
4. Accrual Accounting

فرض می‌شود که یک بانک در مهر ماه سال t وامی به ارزش ۵۰۰ واحد با سررسید بازپرداخت یک ساله به فرد الف پرداخت می‌کند. نرخ بهره روی وام ۱۰ درصد و نرخ بهره روی سپرده صفر است. همچنین ذخیره قانونی برای سپرده‌ها اعمال نمی‌شود و رویکرد حسابداری، تعهدی می‌باشد. نرخ ذخیره‌گیری برای مطالبات غیرجاری ۱۰۰ درصد است و نرخ جریمه دیرکرد بازپرداخت وام نیز صفر می‌باشد و وام‌دهی بدون وثیقه انجام می‌گیرد. بر این اساس، ثبت‌های ذیل انجام می‌شود: ۱- بانک در مهر ماه سال t، ۵۰۰ واحد وام به فرد الف پرداخت می‌کند و فرد الف آن را برای خرید کالا از فرد ب خرج می‌کند؛ ۲- فرد الف بعد از سه ماه از موعد بازپرداخت وام یعنی در دی ماه سال t+1 هنوز قادر به بازپرداخت وام خود نیست و بانک مطابق با قانون برای آن ذخیره‌گیری می‌کند. بر این اساس این ثبت از ذخیره - هزینه مطالبات غیرجاری مُنجر به کاهش دارایی‌ها و افزایش هزینه‌ها برای بانک می‌شود؛ ۳- پس از گذشت ۲ ماه، یعنی در اسفند ماه سال t+1، بانک وام را از سر فصل مطالبات جاری خود حذف می‌کند و آن را به‌عنوان مطالبات سوخت شده[۱] در نظر می‌گیرد و به‌دلیل اینکه «هزینه» یک حساب موقت در ترازنامه محسوب می‌شود، این حساب در انتهای سال t+1 بسته می‌شود؛ ۴- فرض می‌شود که در سال t+2، فرد الف مبلغ بازپرداخت بدهی را به حساب خود منتقل کرده و از این رو قادر است تا مبلغ مربوط به بدهی خود را به بانک بازگرداند. در این ارتباط ابتدا با یک ثبت، حساب‌های دریافتنی بانک افزایش می‌یابد؛ ۵- بعد از آن حساب‌های دریافتنی و سپرده‌ها از ترازنامه حذف می‌شوند و به این میزان پول در اقتصاد محو می‌شود.

۱. جهت ساده‌سازی، در این مثال اصول زمان بندی مرتبط با معوق شدن، مشکوک‌الوصول شدن و سوخت شدن مطالبات غیرجاری به صورت دقیق و متناسب با قانون مدنظر نیست.

جدول ۱. فرآیند ذخیره‌گیری، حذف مطالبات غیرجاری و محو سپرده‌ها از ترازنامه بانک

۱- پرداخت وام به فرد الف در مهر ماه سال t با روش حسابداری تعهدی و انتقال مبلغ وام جهت خرید کالا از فرد ب					
دارایی‌ها			**بدهی‌ها و سرمایه**		
وام به فرد الف (ح د[1])	ت+	۵۵۰	سپرده فرد الف	ت+ ت−	۵۰۰ −۵۰۰
			سپرده فرد ب	ت+	۵۰۰
			سرمایه بانک	ت+	۵۰
جمع	ت+	۵۵۰	جمع	ت+	۵۵۰
۲- ناتوانی فرد الف در بازپرداخت بدهی و ذخیره‌گیری بانک در دی ماه سال t+1					
وام به فرد الف (ح د)		۵۵۰	سپرده فرد الف		۰
−(ذخیره مطالبات غیرجاری)	ت-	(۵۵۰)−	سپرده فرد ب		۵۰۰
			−(هزینه مطالبات غیرجاری)	ت−	(۵۵۰)−
			سرمایه بانک		۵۰
جمع	ت−	۰	جمع	ت−	۰
۳- خارج کردن مطالبات غیرجاری از دارایی‌ها و بستن حساب‌ها در اسفند ماه سال t+1					
وام به فرد الف (ح د)	ت−	۰	سپرده فرد الف		۰
− (ذخیره مطالبات غیرجاری)	ت+	(۰)−	سپرده فرد ب		۵۰۰
			سرمایه بانک		−۵۰۰
جمع		۰	جمع		۰
٤- انتقال پول به حساب فرد الف و بازدریافت مطالبات سوخت شده در سال t+2، ثبت اول					
حساب‌های دریافتنی	ت+	۵۵۰	سپرده فرد الف	ت+	۵۵۰
− (ذخیره مطالبات غیرجاری)	ت−	(۵۵۰)−	سپرده فرد ب	ت−	۰
ذخایر	ت+	۵۰	سرمایه بانک		−۵۰۰
جمع		۵۰	جمع		۵۰
۵- بازدریافت مطالبات سوخت شده در سال t+2، ثبت دوم: محو سپرده‌ها					
حساب‌های دریافتنی	ت−	۰	سپرده فرد الف	ت−	۰
− (ذخیره مطالبات غیرجاری)		(۵۵۰)−	سپرده فرد ب		۰
ذخایر		۵۰	سرمایه بانک		−۵۰۰
جمع	ت−	−۵۰۰	جمع	ت−	−۵۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش، با استنباط از والتر[2]،۱۹۹۱ و جمشیدی، ۱۳۹۱.

۱ . حساب‌های دریافتنی

2. Walter

همان‌طورکه ملاحظه می‌شود در این رویکرد، بانک پس از آنکه ناتوانی بنگاه در بازپرداخت بدهی را مشاهده می‌کند، این مطالبات را از ترازنامه حذف می‌کند و اجازه رشد ترازنامه را نمی‌دهد و خود بانک زیان ناشی از این فرآیند را بر عهده می‌گیرد.

در ادامه، مبتنی بر همان مثال ارائه شده، اثر استمهال صوری مطالبات غیرجاری بر ترازنامه بانک ارزیابی می‌شود: ۱- فرد الف در مهره ماه سال t وام را دریافت می‌کند و مبلغ دریافت شده را برای خرید کالا به حساب فرد ب انتقال می‌دهد؛ ۲- در دی ماه سال t+1 فرد الف قادر به بازپرداخت بدهی خود نیست و مطالبات به‌صورت غیرجاری تبدیل می‌شود؛ ۳- با توافق میان بانک و فرد الف، مطالبات غیرجاری از سرفصل آن جدا شده و به‌عنوان یک وام جدید در سرفصل جاری ثبت شده و استمهال می‌شود و مبتنی بر حسابداری تعهدی، ۱۰ درصد نیز سود روی آن شناسایی می‌شود.

جدول ۲. فرآیند استمهال صوری مطالبات غیرجاری و اثر آن بر ترازنامه بانک

۲- ناتوانی فرد الف در بازپرداخت بدهی در دی ماه سال t+1 و غیرجاری شدن مطالبات					
دارایی‌ها			**بدهی‌ها و سرمایه**		
مطالبات جاری: وام به فرد الف	ت-	۰	سپرده فرد الف		۰
مطالبات غیرجاری: وام به فرد الف	ت+	۵۵۰	سپرده فرد ب		۵۰۰
			سرمایه بانک		۵۰
جمع		۵۵۰	جمع		۵۵۰
۳- استمهال صوری مطالبات غیرجاری: ثبت وام جدید بدون پرداخت نقدینگی به فرد الف					
مطالبات جاری: وام به فرد الف	ت+	۶۰۵	سپرده فرد الف		۰
مطالبات غیرجاری: وام به فرد الف	ت-	۰	سپرده فرد ب		۵۰۰
			سرمایه بانک	ت+	۱۰۵
جمع	ت+	۶۰۵	جمع	ت+	۶۰۵

منبع: یافته‌های پژوهش، با استنباط از بدری و زمان‌زاده، ۱۳۹۶ و جمشیدی ۱۳۹۱.

بر مبنای این رویکرد، دو طرف ترازنامه در یک مرحله استمهال بدهی و بدون پرداخت نقدینگی جدید به فرد الف، تا عدد ۶۰۵ واحد رشد کرد و بانک ۱۰۵ واحد سود موهومی شناسایی کرد. بر این اساس این فرآیند می‌تواند موجب تخصیص نادرست منابع بانک و تنگنای اعتباری برای بنگاه‌ها، افزایش فزاینده و مرکب بدهی بنگاه‌ها (۶۰۵ واحد در مثال ارائه شده) و بر این اساس افزایش احتمال نکول بدهی، اختلال در محو نقدینگی و افزایش خلق نقدینگی، افزایش

ریسک اعتباری برای بانک‌ها، افزایش عدم اطمینان در مورد کیفیت دارایی‌های بانک‌ها، اعسار ترازنامه‌ای بانک‌ها و تضعیف اعتماد به بخش بانکی شود. بنابراین این موضوع از سطح خرد برای برخی بانک‌ها تبدیل به مسئله‌ای در سطح کلان می‌شود (سوارز و سرانو[1]، ۲۰۱۸).

۳- پیشینه پژوهش

تا قبل از بحران مالی ۲۰۰۷ الگوهای طراحی شده با حضور بخش بانک بر مبنای نظریه‌های «واسطه‌گری وجوه قابل وام‌دهی» و «ضریب فزاینده» بوده است، اما بعد از آن برخی از مطالعات به الگوسازی نظریه «خلق اعتبار در بانکداری» پرداخته‌اند. برخی مطالعات نیز به بررسی آثار خلق پول بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند.

کارملاویکیوس و رامانسکاس[2] (۲۰۱۹) با استفاده از یک الگوی DSGE به این نتیجه رسیده‌اند که بانک در جایگاه خالق نقدینگی در بستر قیمت‌های انعطاف‌پذیر قادر است بدون نیاز به افزایش نرخ بهره سپرده، اعتبار را گسترش دهد، درحالی‌که در بستر قیمت‌های چسبنده نیازمند افزایش نرخ بهره سپرده می‌باشد. فیور[3] و همکاران (۲۰۱۷)، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی نشان می‌دهند که در غیاب نااطمینانی در اقتصاد، نتایج دو الگوی «واسطه‌گری وجوه» و «خلق اعتبار در بانکداری»، مشابه خواهد بود. جکاب و کامهوف (۲۰۱۵)، با استفاده از یک الگوی DSGE نشان می‌دهند که در الگویی که بانک به‌عنوان خالق نقدینگی عمل می‌کند در اثر تکانه‌های یکسان، متغیرهای اقتصادی واکنشی سریع‌تر و بزرگ‌تر از خود نشان می‌دهند. بنس و همکاران (۲۰۱۴)، با استفاده از یک الگوی DSGE نتیجه می‌گیرند که وام‌های بسیار بزرگ و با ریسک بالا می‌توانند ترازنامه بانک‌ها را مختل کنند و بذر بحران مالی را در اقتصاد بپاشند. همچنین بانک‌ها در شرایط رکود، نرخ‌های بهره را افزایش می‌دهند. با این اقدام روند اعطای اعتبار کند می‌شود و اثرات نامطلوبی در اقتصاد برجای خواهد گذاشت. بنس و کامهوف (۲۰۱۲)، با استفاده از یک الگوی DSGE نشان می‌دهند که طرح فیشر[4] (۱۹۳۶) مبنی بر سیاست ذخیره ۱۰۰ درصدی سپرده‌ها و حذف خلق پول بانکی، منجر به کنترل بیشتر نوسانات چرخه‌های تجاری، از بین رفتن هجوم بانکی و کاهش چشمگیر بدهی‌های عمومی و خصوصی می‌شود. ادن[5] (۲۰۱۲)، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی نشان می‌دهد که خلق نقدینگی

1. Suarez & Sanchez Serrano
2. Karmelavicius & Ramanauskas
3. Faure
4. Fisher
5. Eden

سطح قیمت تعادلی را بالا می‌برد، که بر این اساس اثر منفی بر متغیرهای اقتصادی گذاشته و در نهایت منجر به تضییع و استفاده بی‌فایده از منابع می‌شود.

موضوع تجدید ساختار بدهی و استمهال مطالبات غیرجاری و آثار ایجاد شده از آن نیز توسط برخی از محققان مورد مطالعه قرار گرفته است. در این ارتباط یوجی و همکاران[1] (۲۰۱۵)، کابالرو و همکاران[2] (۲۰۰۸)، پک و روزنگرین[3] (۲۰۰۵) و سکین و همکاران[4] (۲۰۰۳) در مطالعات خود مبتنی بر داده‌های کشور ژاپن نتیجه گرفته‌اند که این نوع وام‌دهی بعد از بحران ۱۹۹۰ ژاپن، عموماً از طرف بانک‌های ضعیف و برای پوشاندن زیان‌هایشان انجام و این موضوع موجب تخصیص غیربهینه تسهیلات و کمک به بنگاه‌های با بهره‌وری پایین‌تر و تضعیف بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر شده است. باربارو و همکاران[5] (۲۰۲۱)، با استفاده از یک الگوی DSGE نشان می‌دهند که مذاکره مجدد بانک و بنگاه در رابطه با بدهی و تجدید ساختار آن درصورتی‌که منجر به عدم شفافیت ترازنامه بانک‌ها و مخاطرات اخلاقی بانک‌ها شود، می‌تواند موجب بدتر شدن وضعیت اقتصاد کلان شود. تریسی[6] (۲۰۲۱)، بر مبنای یک الگوی DSGE برای منطقه اروپا در بین سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴ نتیجه می‌گیرد که مدارا با وام‌گیرندگان سبب کمک به بنگاه‌هایی می‌شود که بهره‌وری‌شان پایین است و در نهایت سطح تولید، سرمایه‌گذاری و بهره‌وری کاهش می‌یابد. نتایج مشابه با این تحقیق در قاره اروپا، در مطالعات دیگری همچون چیواردی و همکاران[7] (۲۰۲۰)، آچاریا و همکاران[8] (۲۰۲۰)، بانرجی[9] (۲۰۲۰)، بلاتنر و همکاران[10] (۲۰۱۹)، اندرسون[11] (۲۰۱۹) و استورز[12] (۲۰۱۷) به‌دست آمده است.

در مطالعات داخلی، محمودی‌نیا و همکاران (۱۴۰۰) از الگوی سازگار جریان ـ سهام نتیجه می‌گیرند که در چارچوب الگوی بانکداری ذخیره کامل، بدهی‌های دولت می‌تواند در بلندمدت به‌سمت صفر حرکت کند و متغیرهای کلان اقتصادی در وضعیت پایدار خود قرار گیرند. شکری و همکاران (۱۳۹۸)، با استفاده از الگوی DSGE، به تبیین تفاوت عملکرد بانک‌ها مبتنی بر امهال

1. Ug et al.
2. Caballero et al.
3. Peek & Rosengren
4. Sekine et al.
5. Barbaro et al.
6. Tracey et al.
7. Schivardi et al.
8. Acharya
9. Banerjee
10. Blattner et al.
11. Anderson
12. Storz

تسهیلات غیرجاری (مدل CU) و عملکرد بانک‌ها مبتنی بر ذخیره‌گیری برای مطالبات معوق (BM) پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در مورد بیشتر متغیرها اثر تکانه‌ها در الگوی BM به‌دلیل چرخه اثرگذاری تکانه‌های انقباضی در زیان‌های بانکی و فرسایش سرمایه، شدیدتر از مدل رقیب بوده و ویژگی‌های این مدل منجر به تشدید چرخه رکود می‌شود. بخشی دستجردی و همکاران (۱۳۹۸) با بررسی تأثیرات پویای سیستمی خلق پول درونی بر تورم در اقتصاد ایران نشان می‌دهند که افزایش نرخ ذخیره‌ی قانونی در ازای سپرده‌های کوتاه‌مدت قدرت خلق پول بانک‌ها را کاهش می‌دهد و منجر به ثبات عرضه‌ی پول، ثبات سطح قیمت‌ها و هزینه‌های تولید در درازمدت می‌گردد. عزیزی و همکاران (۱۳۹۸)، الگویی برای تبیین تأثیر دارایی‌های موهوم بر ترازنامه بانک‌ها ارائه می‌نمایند و با استفاده از الگوی حداقل مربعات، شواهدی از تشدید شکنندگی نظام بانکی طی سال‌های اخیر ارائه می‌نمایند. مهدوی و همکاران (۱۳۹۷)، با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نشان می‌دهند که در کنار ضریب فزاینده نقدینگی، این بخش نامولد اقتصاد است که به دلیل حاشیه سود بالا حجم قابل‌توجهی از سپرده‌های بانکی را ایجاد و به خود اختصاص داده است. بدری و زمان‌زاده (۱۳۹۶)، با برآورد الگوی تصحیح خطای برداری نتیجه می‌گیرند که انباشت دارایی‌های موهوم و بروز ناترازی در ترازنامه نظام بانکی، جریان ناسالمی از خلق نقدینگی را شکل داده که عامل کلیدی چسبندگی نرخ سود بانکی به‌رغم کاهش نرخ تورم و اثرات منفی آن در اقتصاد کلان است. واعظ برزانی و ابراهیمی (۱۳۹۳) با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی نتیجه می‌گیرند که خلق اعتبار و ارزش‌های غیرواقعی اصلی‌ترین و مهم‌ترین علت بروز بحران‌های مالی می‌باشد. مجاهدی مؤخر و همکاران (۱۳۹۰)، با الگوسازی الگوی رفتار بین نسلی از عملکرد بانکداری ذخیره‌ی جزئی نتیجه می‌گیرند که در وضعیت پایدار ناپایدار مصرف و همچنین ناپایدار در انباشت سرمایه در بستر عملکرد بانکداری ذخیره‌ی جزئی، امکان بروز دارد.

با جمع‌بندی مطالعات انجام شده می‌توان گفت که: ۱- تاکنون مطالعه‌ای که به‌طور همزمان به الگوسازی کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال مطالبات غیرجاری بپردازد، انجام نشده است؛ ۲- مطالعه داخلی منتشر شده‌ای که بانک را به‌عنوان خالق نقدینگی وارد الگو نماید، مشاهده نمی‌شود؛ بنابراین در این مطالعه با الگوسازی تعادل عمومی پویای تصادفی نظریه «خلق اعتبار در بانکداری» از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری، به بررسی نتایج این نوع بانکداری پرداخته می‌شود.

۴- ساختار الگو

الگوی این پژوهش شامل بخش‌های خانوارها، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای، بانک‌ها، دولت و سیاست‌گذار پولی می‌باشد. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای برای تأمین مالی خرید سرمایه فیزیکی مورد نیاز از منابع داخلی و وام بانکی استفاده می‌کنند. در این ارتباط دو الگو طراحی می‌شود. در الگوی (۱)، خلق نقدینگی بدون اتکا به وجود پایه پولی و با یک ثبت حسابداری دوطرفه در ترازنامه بانک انجام می‌شود و پایه پولی به‌صورت پسینی وارد شبکه بانکی می‌شود، همچنین اقساط و بهره وام‌ها در صورت نکول تا سقف دارایی‌های بنگاه استمهال می‌شوند. در الگوی (۲) نیز خلق نقدینگی مبتنی بر برون‌زایی خلق پول و چند برابر کردن پایه پولی موجود می‌باشد و مطالبات غیرجاری نیز از ترازنامه حذف می‌شوند.

در الگوسازی این پژوهش، مطالعه فرناندز[1] و همکاران (۲۰۱۱)، به‌عنوان مقاله پایه و نقطه شروع استفاده شده است. برای ورود مفاهیم مختلف از جمله فرآیند درون‌زایی خلق نقدینگی توسط بانک‌ها، استمهال بدهی و تأثیر آن بر بدهی بین زمانی بنگاه به بانک، بر مبنای یک رویکرد ثبت گام به گام و پویای تراکنش‌ها در ترازنامه بانک نوآوری صورت گرفته و روابط مربوطه استخراج شده است. همچنین برای در نظر گرفتن فرآیند بازپرداخت اقساطی بدهی، مقاله فورلاتی و لامبرتینی[2] (۲۰۱۴) و در رابطه با نحوه ورود مفهوم نکول بدهی نیز مقاله هیرستو[3] (۲۰۱۷) مدنظر قرار گرفته است.

۴-۱- الگوی (۱) (کارکرد بانک به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری)

۴-۱-۱- خانوارها

خانوارها با طول عمر نامحدود، بر مبنای تابع مطلوبیت زیر به حداکثرسازی مطلوبیت حاصل از مصرف، C_t و استراحت، $1-H_t$ می‌پردازند.

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[(1-\psi)\ln C_t+\psi\ln(1-H_t)\right]\right] \qquad (۲)$$

1. Fernandez
2. Forlati & Lambertini
3. Hristov

به تبعیت از فرناندز و همکاران (۲۰۱۱)، فرض می‌شود که ترجیحات خانوارها نسبت به مصرف و استراحت به‌صورت لگاریتمی، با وزن ψ نسبت به استراحت و $1-\psi$ نسبت به مصرف می‌باشد. خانوارها در هنگام خرید کالاهای نهایی از بنگاه‌ها با قید پیش نقد[1] زیر مواجه هستند:

$$P_tC_t \leq B_{t-1}+W_tH_t+M_t-T_t \qquad (۳)$$

در این رابطه، W_tH_t، B_{t-1} و T_t به ترتیب بیانگر سپرده‌های جاری منتقل شده از دوره t-1، درآمد خانوارها از ارائه خدمات نیروی کار به بنگاه‌ها و مالیات پرداخت شده خانوارها به دولت می‌باشد. همچنین خانوارها به میزان M_t[2] از حساب سرمایه‌گذاری خود برداشت کرده و به‌حساب جاری منتقل می‌کنند. بر این اساس معادله تشکیل سپرده سرمایه‌گذاری خانوارها به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$D_t=D_{t-1}\left(1+i_{t-1}^{d}\right)-M_t \qquad (۴)$$

در این رابطه i_{t-1}^{d} و D_t به ترتیب بیان‌گر نرخ سود و حجم سپرده‌های سرمایه‌گذاری خانوارها در بانک‌ها می‌باشد. همچنین معادله مربوط به سپرده‌های جاری خانوارها در انتهای دوره t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$B_t=B_{t-1}+W_tH_t+M_t-T_t-P_tC_t+\Pi_t^{b}+\vartheta\Pi_t^{f}+\Pi_t^{k} \qquad (۵)$$

Π_t^{b} و Π_t^{f}، Π_t^{k} به ترتیب بیانگر سود پرداخت شده از سوی بنگاه‌های تولید کالاهای واسطه‌ای، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای و بانک‌ها به حساب جاری خانوارها می‌باشد. ϑ نیز برابر درصد سود پرداختی از کل سود کسب شده بنگاه‌ها به خانوارها می‌باشد. پس از حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به قیود ۴،۳ و۵، معادله اویلر[3] و عرضه نیروی کار به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$E_t\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)=\beta E_t\left(\frac{\left(1+i_t^{d}\right)}{1+\pi_{t+1}}\right) \qquad (۶)$$

$$\frac{\psi}{(1-\psi)}\frac{C_t}{1-H_t}=w_t \qquad (۷)$$

در رابطه ۶، متغیر π بیانگر نرخ تورم خالص در اقتصاد است.

1. Cash in Advance

۲. فرض بر این است که کل پول موجود در اقتصاد در قالب سپرده‌های بانکی است و اسکناس و مسکوک وجود ندارد.

3. Euler Equation

۴-۱-۲- بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نماینده‌ای وجود دارد که کالاهای متمایز عرضه شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای ($Y_{j.t}. j \in (0.1)$) را با قیمت $P_{j.t}$ خریداری کرده و از ترکیب آنها با استفاده از جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز[1]، کالای نهایی Y_t را تولید می‌کنند و به قیمت P_t به متقاضیان می‌فروشد:

$$Y_t = \left[\int_0^1 \left((\omega_{j.t}^{Y})^{\frac{1}{\xi}} Y_{j.t}^{\frac{\xi-1}{\xi}}\right) dj\right]^{\frac{\xi}{\xi-1}} \quad (۸)$$

که در آن $\omega_{j.t}^{Y}$ وزن کالاهای متمایز را در تولید کالای Y نشان می‌دهد. همچنین ξ بیان‌گر کشش جانشینی ثابت ($\xi > 1$) بین کالاهای متمایز است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی که در شرایط رقابتی فعالیت می‌کند، تلاش دارد تا با توجه به قیمت کالاهای متمایز واسطه‌ای، خرید خود را طوری انجام دهد تا سود را حداکثر کند. بر این اساس تابع تقاضا برای کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و همچنین قیمت به ترتیب به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$Y_{j.t} = \omega_{j.t}^{Y} \left(\frac{P_{j.t}}{P_t}\right)^{-\xi} Y_t \quad (۹)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 \left(\omega_{j.t}^{Y} P_{j.t}^{1-\xi}\right) dj\right]^{\frac{1}{1-\xi}} \quad (۱۰)$$

۴-۱-۳- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

الف- تابع تولید

زنجیره‌ای از بنگاه‌ها با طول عمر نامحدود در یک محیط رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. تابع تولید بنگاه j ام به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{j,t}=A_{j,t} K_{j.t-1}^{\alpha} H_{j,t}^{\gamma} S_{j,t-1}^{1-\alpha-\gamma} \quad (۱۱)$$

بنگاه‌ها برای تولید کالاهای نهایی $Y_{j,t}$، نهاده نیروی کار $H_{j,t}$ را از خانوارها استخدام کرده نهاده سرمایه $K_{j,t-1}$ را از تولیدکنندگان کالاهای سرمایه‌ای خریداری می‌کنند و نهاده مواد اولیه $S_{j,t-1}$ نیز از انبار کردن بخشی از کالاهای تولید شده در دوره t-1 به دست می‌آید. بهره‌وری بنگاه j‌ام، $A_{j,t}$ در دوره t شامل دو جزء بهره‌وری کل مبتنی بر یک فرآیند AR(1) و بهره‌وری ویژه[2] بنگاه ω_j^{Y} می‌باشد.

$$A_{j.t}=\omega_j^{Y} A_t \quad (۱۲)$$

1. Dixit Stiglitz
2. Idiosyncratic

$$\log A_t=\rho_A \log A_{t-1}+(1-\rho_A)\log \overline{A} - \varepsilon_{a,t} \qquad \varepsilon_{a.t}\sim N(0,\sigma_A^2) \qquad (۱۳)$$

که در آن، $\varepsilon_{a,t}$ بیانگر تکانه برون‌زای بهره‌وری کل است. فرض می‌شود که بهره‌وری ویژه بنگاه‌ها از یک توزیع یکنواخت پیوسته f(.) با تکیه‌گاه $[\underline{\omega}^Y, \overline{\omega}^Y]$ و میانگین واحد پیروی می‌کند.

$$\omega_j^Y \sim \text{uniform}[\underline{\omega}^Y , \overline{\omega}^Y] \qquad E[\omega_j^Y]=1 \qquad (۱۴)$$

ب- قرارداد بدهی میان بانک و بنگاه

قرارداد بدهی از نوع هزینه بر وضعیت[1] تاونسند[2] (۱۹۷۹) می‌باشد، اما مبتنی بر مفاهیم استمهال مطالبات غیرجاری و پرداخت بدهی به‌صورت اقساطی، تعدیلاتی در آن صورت گرفته است. در شکل ۳ به‌طور خلاصه به چگونگی این قرارداد پرداخته شده است:

شکل ۳. قرارداد بدهی میان بانک و بنگاه

منبع: یافته‌های پژوهش

ج- تعیین نقطه آستانه‌ای[3] نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی

بدهی بنگاه در صورتی نکول می‌شود که ارزش تولیدات بنگاه پس از کنار گذاشتن بخشی از آن به‌عنوان نهاده موجودی انبار جهت استفاده در تولید سال بعد و پرداخت دستمزد نیروی کار و در نظر گرفتن هزینه تعدیل قیمت، برای پرداخت اقساط سررسید شده و بهره بدهی به بانک، کافی نباشد:

$$P_t Y_{j.t}-P_t S_{j.t}-W_t H_{j.t}-PAC_{j.t}<(\Phi_d+i_{t-1}^l)DEBT_{j.t-1} \qquad (۱۵)$$

1. Costly State Verification (CSV)
2. Townsend
3. Cutoff Point

$DEBT_{j.t-1}$، $\Phi_d \in (0.1)$[1]، i^l_{t-1} و $PAC_{j.t}$، به‌ترتیب بیانگر میزان کل بدهی بنگاه به بانک، درصد اقساط سررسید شده بدهی از کل بدهی، نرخ بهره وام و هزینه تعدیل قیمت می‌باشد. به تبعیت از آیرلند[2] (۲۰۰۷) و اسکری و همکاران[3] (۲۰۱۲)، فرض بر این است که قیمت نسبت به تورم بلندمدت و تورم گذشته شاخص‌بندی[4] می‌شود. بر این اساس هزینه تعدیل قیمت به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$PAC_{j,t} = \frac{\theta}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}(\Pi_{t-1}{}^{\chi})^{\mu}(\bar{\Pi}^{\chi})^{1-\mu}} - 1\right)^2 P_t Y_t \qquad (۱۶)$$

در این رابطه θ، Π، $\chi \in [0.1]$ و $\mu \in [0,1]$ به ترتیب بیان‌گر درجه چسبندگی قیمت، نرخ تورم ناخالص، درجه شاخص‌بندی قیمت و وزن شاخص‌بندی نسبت به تورم گذشته هستند. با فرض تعادل متقارن، نقطه آستانه‌ای نکول مبتنی بر ارزشی از تکانه ویژه به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\tilde{\omega}_t^Y = \frac{PAC_t + P_t S_t + W_t H_t + (\Phi_d + i^l_{t-1})DEBT_{t-1}}{P_t A_t K_{t-1}{}^{\alpha} H_t{}^{1-\alpha}} \qquad (۱۷)$$

بر این اساس با افزایش هزینه‌های بنگاه که شامل بدهی به بانک، هزینه دستمزد، انبار کردن بخشی از کالاها به‌عنوان مواد اولیه و هزینه تعدیل قیمت است و همچنین با کاهش تولید و تورم، احتمال نکول بدهی بنگاه افزایش می‌یابد.

همچنین، با توجه به ویژگی‌های تعریف شده برای تابع توزیع یکنواخت پیوسته، می‌توان کران این توزیع را به‌صورت $[1-z^Y, 1+z^Y]$ نیز در نظر گرفت. بر این اساس روابط ذیل بر مبنای ویژگی‌های این نوع توزیع، قابل تعریف است:

$$\Phi^Y = \int_{\underline{\omega}^Y}^{\tilde{\omega}^Y} f(\omega^Y)d\omega^Y = \frac{\tilde{\omega}^Y - (1-z^Y)}{2z^Y} \qquad (۱۸)$$

$$MD = \frac{1}{\Phi^Y}\int_{\underline{\omega}^Y}^{\tilde{\omega}^Y} \omega^Y f(\omega^Y)d\omega^Y = z^Y\left(\Phi^Y + \frac{1-z^Y}{z^Y}\right) \qquad (۱۹)$$

$$MND = \frac{1}{1-\Phi^Y}\int_{\tilde{\omega}^Y}^{\bar{\omega}^Y} \omega^Y f(\omega^Y)d\omega^Y = z^Y\left(-(1-\Phi^Y) + \frac{1+z^Y}{z^Y}\right) \qquad (۲۰)$$

1. Rate of Amortization
2. Ireland
3. Ascari et al.
4. Indexation

در این روابط Φ^Y بیانگر احتمال نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی،MD میانگین انتظاری بهره‌وری ویژه به شرط نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی و MND میانگین انتظاری بهره‌وری ویژه به شرط عدم نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی است.

د- تعیین نقطه آستانه‌ای استمهال مطالبات غیرجاری

بانک استمهال بدهی‌ها را تا زمانی که ارزش کل بدهی بنگاه کمتر از ارزش کل دارایی‌های بنگاه است، ادامه می‌دهد. برای در نظر گرفتن این موضوع فرض می‌شود که پس از تولید کالاها شوک ویژه‌ای به سرمایه مستهلک نشده وارد می‌شود و ارزش سرمایه را به‌صورت زیر تغییر می‌دهد:

$$P_t^K(1-\delta)\omega_{j,t}^K K_{j,t-1} \qquad (۲۱)$$

فرض می‌شود که شوک ویژه به سرمایه از یک توزیع یکنواخت پیوسته f(.) با تکیه‌گاه $[\underline{\omega}^K,\overline{\omega}^K]$ و میانگین واحد پیروی می‌کند:

$$\omega_j^K \sim \text{uniform}[\underline{\omega}^K\ ,\ \overline{\omega}^K] \qquad E\left[\omega_j^K\right]=1 \qquad (۲۲)$$

بنابراین شرط استمهال بدهی‌ها به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\left(1+i_{t-1}^l\right)DEBT_{j,t-1} < P_tY_{j,t}+P_t^K(1-\delta)\omega_{j,t}^K K_{j,t-1}-P_tS_{j,t}-PAC_{j,t}-W_tH_{j,t} \qquad (۲۳)$$

نقطه آستانه‌ای استمهال مطالبات غیرجاری مبتنی بر ارزشی از شوک ویژه که منجر به برابری نامساوی بالا می‌شود، به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\tilde{\omega}_t^K = \frac{PAC_t+P_tS_t+W_tH_t+\left(1+i_{t-1}^l\right)DEBT_{t-1}-P_tY_t}{P_t^K(1-\delta)K_{t-1}} \qquad (۲۴)$$

بنابراین با کاهش بدهی و هزینه‌های بنگاه و افزایش تولید، تورم و ارزش سرمایه، احتمال استمهال مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد.

همچنین با توجه به ویژگی‌های تعریف شده برای تابع توزیع یکنواخت پیوسته مرتبط با این توزیع، می‌توان کران این توزیع را به‌صورت $[1-z^K,1+z^K]$ نیز در نظر گرفت. بر این اساس روابط ذیل بر مبنای ویژگی‌های این نوع توزیع، قابل تعریف است:

$$\Phi^K = \int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}^K} f\left(\omega^K\right)d\omega^K = \frac{\tilde{\omega}^K-\left(1-z^K\right)}{2z^K} \qquad (۲۵)$$

$$D = \frac{1}{\Phi^K}\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}^K} \omega^K f\left(\omega^K\right)d\omega^K = q^K\left(\Phi^K + \frac{1-z^K}{z^K}\right) \qquad (۲۶)$$

$$KND = \frac{1}{(1-\Phi^K)}\int_{\tilde{\omega}^K}^{\bar{\omega}^K} \omega^K f(\omega^K)d\omega^K = z^K\left(-(1-\Phi^K) + \frac{1+z^K}{z^K}\right) \qquad (۲۷)$$

در این روابط، Φ^K بیانگر احتمال نکول کل بدهی‌ها بر مبنای کل دارایی‌ها، KD میانگین انتظاری تکانه ویژه سرمایه به شرط نکول کل بدهی‌ها بر مبنای کل دارایی‌ها و KND میانگین انتظاری تکانه ویژه سرمایه به شرط عدم نکول کل بدهی‌ها بر مبنای کل دارایی‌ها می‌باشد.

ه- بدهی بنگاه به بانک از مجرای دریافت وام و استمهال مطالبات غیرجاری

بدهی بنگاه به بانک شامل سه بخش است: ۱- وام دریافت شده در دوره‌t، L_t ۲- اقساط باقیمانده از بدهی دوره t-1 در صورت توانایی بنگاه در بازپرداخت اقساط و بهره بدهی ۳- استمهال اصل و بهره مطالبات غیرجاری. در رابطه با عبارت سوم از آنجا که در دو حالت عدم نکول و قبض کل دارایی‌های بنگاه، رابطه بدهی قطع می‌شود، بنابراین میزان استمهال بدهی بنگاه برابر با عبارت آخر است.

$$\begin{aligned} DEBT_{j.t}&=L_{j,t}+\int_{\tilde{\omega}_{j,t}^{Y}}^{\bar{\omega}^{Y}}\left[(1-\Phi_d)DEBT_{j,t-1}\right]f(\omega_{j,t}^{Y})d\omega_{j,t}^{Y}\\ &+\left[DEBT_{j,t-1}\left(1-\int_{\tilde{\omega}_{j,t}^{Y}}^{\bar{\omega}^{Y}}f(\omega_{j.t}^{Y})d\omega_{j,t}^{Y}-\int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}_{j,t}^{K}}f(\omega_{j,t}^{K})d\omega_{j,t}^{K}\right)\right]\left(1+i_{t-1}^{l}\right)\end{aligned} \quad (۲۸)$$

احتمال استمهال اقساط سررسید شده و بهره بدهی نیز به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Phi_t^F=1-\int_{\tilde{\omega}_{j,t}^{Y}}^{\bar{\omega}^{Y}}f(\omega_{j,t}^{Y})d\omega_{j,t}^{Y}-\int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}_{j,t}^{K}}f(\omega_{j,t}^{K})d\omega_{j,t}^{K} \quad (۲۹)$$

و- تابع سود بنگاه و انتخاب بهینه نهاده‌ها، قیمت، وام و بدهی

تابع سود بنگاه j ام از طریق شرط زیر تعیین می‌شود:

$$\Pi_{j,t}^{f}=\begin{cases}P_{j.t}Y_{j,t}-W_tH_{j,t}-P_tS_{j,t}-PAC_{j,t}-\left(\Phi_d+i_{t-1}^{l}\right)DEBT_{j,t-1} & \text{عدم نکول}\\ 0 & \text{نکول}\end{cases} \quad (۳۰)$$

در حقیقت بنگاه بر مبنای نقطه آستانه‌ای نکول تابع سود زیر را بیشینه می‌کند:

$$\begin{aligned}\max E_0&\left[\sum_{t=0}^{\infty}\frac{\beta^t}{P_tC_t}\int_{\tilde{\omega}_{j,t}^{Y}}^{\bar{\omega}^{Y}}\left[P_{j,t}Y_{j,t}-W_tH_{j,t}-P_tS_{j,t}-PAC_{j,t}-\right.\right.\\ &\left.\left.\left(\Phi_d+i_{t-1}^{l}\right)DEBT_{j,t-1}\right]f(\omega_{j,t}^{Y})d\omega_{j,t}^{Y}\right]\end{aligned} \quad (۳۱)$$

قید پیش نقد بنگاه برای خرید سرمایه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned}&P_t^KK_{j,t}-(1-\delta)P_t^KK_{j,t-1}+\int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}_{j,t}^{K}}\left[\omega_{j,t}^{K}(1-\delta)P_t^KK_{j,t-1}\right]f(\omega_{j,t}^{K})d\omega_{j,t}^{K}\\ &\leq\left(P_{j,t}Y_{j,t}-PAC_{j,t}-P_tS_{j,t}-W_tH_{j,t}\right)\left[1-\int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}_{j,t}^{K}}f(\omega_{j,t}^{K})d\omega_{j,t}^{K}\right]-\\ &\int_{\tilde{\omega}_{j,t}^{Y}}^{\bar{\omega}^{Y}}\left[\left(\Phi_d+i_{t-1}^{l}\right)DEBT_{j,t-1}\right]f(\omega_{j,t}^{Y})d\omega_{j,t}^{Y}-\vartheta\Pi_{j,t}^{f}+L_{j,t}\end{aligned} \quad (۳۲)$$

بر مبنای این رابطه، بنگاه برای تأمین مالی سرمایه مورد نیاز خود (طرف چپ رابطه) از جمع منابع داخلی و وام بانکی (طرف راست رابطه) استفاده می‌کند. بنگاه تابع سود (۳۱) را نسبت به قیود (۲۸) و (۳۲) حداکثر می‌نماید. پس از تشکیل تابع لاگرانژ مسئله، شرایط مرتبه اول نسبت به نیروی کار، مواد اولیه، سرمایه فیزیکی، بدهی، قیمت (منحنی فیلیپس) و وام نقدی به‌ترتیب به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\gamma E_{\omega}[mc_t\omega_t] = \frac{w_t H_t}{Y_t}\left[\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{j.t}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t})d\omega^{Y}_{j.t} + \mu_{B.t}\left[\left[1- \int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}^{K}_{j.t}} f(\omega^{K}_{j.t})d\omega^{K}_{j.t}\right] - \vartheta\left(\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{j.t}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t})d\omega^{Y}_{j.t}\right)\right]\right] \quad (۳۳)$$

$$(1-\alpha-\gamma)E_t\left[\frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}} Y_{t+1} E_{\omega}[mc_{t+1}\omega_{t+1}]\right] = S_t\left[\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{j.t}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t})d\omega^{Y}_{j.t} + \mu_{B.t}\left[\left[1- \int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}^{K}_{j.t}} f(\omega^{K}_{j.t})d\omega^{K}_{j.t}\right] - \vartheta\left(\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{j.t}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t})d\omega^{Y}_{j.t}\right)\right]\right] \quad (۳۴)$$

$$\alpha E_t\left\{\frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}}\left(\frac{Y_{t+1}}{K_t}\right) E_{\omega}\left[mc_{t+1,j}\omega_{t+1,j}\right]\right\} - \mu_{B.t}p^{K}_{t} + \frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}}\mu_{B.t+1}p^{K}_{t+1}(1-\delta)\left(1 - \int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}^{K}_{j.t+1}} \omega^{K}_{j.t+1} f(\omega^{K}_{j.t+1})d\omega^{K}_{j.t+1}\right) = 0 \quad (۳۵)$$

$$E_t\left[\frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}}\frac{1}{1+\pi_{t+1}}\left\{\mu_{D.t+1}\left[(1-\Phi_d)\left(\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{i.t+1}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t+1})d\omega^{Y}_{j.t+1}\right) + \left(1 - \int_{\tilde{\omega}^{Y}_{i.t+1}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t+1})d\omega^{Y}_{j.t+1} - \int_{\underline{\omega}^{K}}^{\tilde{\omega}^{K}_{j.t+1}} f(\omega^{K}_{j.t+1})d\omega^{K}_{j.t+1}\right)(1+i^{l}_{t})\right] - \mu_{B.t+1}\left[(1-\vartheta)(\Phi_d + i^{l}_{t})\left(\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{i.t+1}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t+1})d\omega^{Y}_{j.t+1}\right)\right] - \left(\int_{\tilde{\omega}^{Y}_{i.t+1}}^{\bar{\omega}^{Y}} f(\omega^{Y}_{j.t+1})d\omega^{Y}_{j.t+1}\right)(\Phi_d + i^{l}_{t})\right\}\right] = \mu_{D.t} \quad (۳۶)$$

$$\theta \frac{\Pi_t}{(\Pi_{t-1}{}^{\chi})^{\mu}(\bar{\Pi}^{\chi})^{1-\mu}}\left(\frac{\Pi_t}{(\Pi_{t-1}{}^{\chi})^{\mu}(\bar{\Pi}^{\chi})^{1-\mu}}-1\right)\left[\int_{\tilde{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} f(\omega_t^Y)d\omega_t^Y + \mu_{B.t}\left(1-\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_t^K} f(\omega_t^K)d\omega_t^K - \vartheta\left(\int_{\tilde{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} f(\omega_t^Y)d\omega_t^Y\right)\right)\right] = \theta\mathbb{E}_t\left[\frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}}\frac{\Pi_{t+1}}{(\Pi_{t-1}{}^{\chi})^{\mu}(\bar{\Pi}^{\chi})^{1-\mu}}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{(\Pi_{t-1}{}^{\chi})^{\mu}(\bar{\Pi}^{\chi})^{1-\mu}}-1\right)\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right]\left[\int_{\tilde{\omega}_{t+1}^Y}^{\bar{\omega}^Y} f(\omega_{t+1}^Y)d\omega_{t+1}^Y + \mu_{B.t+1}\left(1-\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_{t+1}^K} f(\omega_{t+1}^K)d\omega_{t+1}^K - \vartheta\left(\int_{\tilde{\omega}_{t+1}^Y}^{\bar{\omega}^Y} f(\omega_{t+1}^Y)d\omega_{t+1}^Y\right)\right)\right] + (1-\xi)\left[\left[\int_{\tilde{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} \tilde{\omega}_t^Y f(\omega_t^Y)d\omega_t^Y + \mu_{B.t}\left(1-\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_t^K} f(\omega_t^K)d\omega_t^K\right)\right] - \mu_{B.t}\vartheta\int_{\tilde{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} \tilde{\omega}_t^Y f(\omega_t^Y)d\omega_t^Y\right] + \xi E_\omega[mc_t\omega_t] \quad (۳۷)$$

$$\mu_{B.t} = -\mu_{D.t} \quad (۳۸)$$

در این روابط μ_B و μ_D به ترتیب بیانگر ضرایب لاگرانژ نسبت به قیود (۳۲) و (۲۸) می‌باشند.

۴-۱-۴- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای در یک محیط رقابتی با خرید کالاهای نهایی، کالای سرمایه‌ای جدید تولید کرده و به تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای می‌فروشند. تابع سود اسمی انتظاری این بنگاه‌ها به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\max E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\frac{\beta^t}{P_t C_t}\{[P_t^K[K_t-(1-\delta)K_{t-1}]-P_t I_t]\}\right] \quad (۳۹)$$

قید تشکیل سرمایه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t - \frac{\kappa}{2}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}-1\right)^2 I_t \quad (۴۰)$$

به تبعیت از کریستیانو و همکاران[1] (۲۰۰۵)، فرض بر این است که بنگاه‌ها در سرمایه‌گذاری با هزینه تعدیل درجه دوم مواجه هستند که κ برابر با پارامتر هزینه تعدیل می‌باشد. همچنین δ

1. Christiano et al.

پارامتر استهلاک سرمایه فیزیکی است. با حداکثر سازی تابع سود (۳۹) نسبت به قید (۴۰)، قیمت بهینه سرمایه به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{1}{p_t^K}=1-\kappa\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}-1\right)\frac{I_t}{I_{t-1}}+E_t\left(\frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}}\kappa\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}-1\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2\frac{p_{t+1}^K}{p_t^K}\right) \quad (۴۱)$$

۴-۱-۵- بانک‌ها

بانک‌ها با یکدیگر مشابه بوده و در یک محیط رقابتی به فعالیت می‌پردازند. تابع سود بانک به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned}\Pi_t^b=&\int_{\tilde{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} i_{t-1}^l DEBT_{t-1} f(\omega_t^Y)d\omega_t^Y + i_{t-1}^l DEBT_{t-1}\\ &\left(1-\int_{\tilde{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} f(\omega_t^Y)d\omega_t^Y-\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_t^K} f(\omega_t^K)d\omega_t^K\right)+\\ &\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_t^K}\left[(1-\delta)\omega_t^K P_t^K K_{t-1}+P_t Y_t-PAC_t-P_t S_t-W_t H_t-\right.\\ &\left.DEBT_{t-1}\right]f(\omega_t^K)d\omega_t^K - i_{t-1}^d D_{t-1}-i_{t-1}^{bd}BD_{t-1}\end{aligned} \quad (۴۲)$$

در این رابطه Π_t^b و BD_{t-1} به ترتیب بیانگر متغیر سود اسمی بانک و استقراض بانک از بانک مرکزی می‌باشند. همچنین i_{t-1}^l، i_{t-1}^d و i_{t-1}^{bd} به ترتیب بیانگر متغیر نرخ بهره وام، نرخ بهره سپرده سرمایه‌گذاری و نرخ بهره استقراض از بانک مرکزی هستند. عبارت اول در تابع سود بیانگر درآمد بهره‌ای به‌دست آمده از بنگاه‌هایی است که توان بازپرداخت اقساط سررسید شده و بهره بدهی را دارند. عبارت دوم بیانگر درآمد بهره‌ای صوری و موهومی ثبت شده از استمهال مطالبات غیرجاری است. عبارت سوم نیز بیانگر قبض دارایی‌های بنگاه و سپس قطع رابطه بدهی بنگاه با بانک می‌باشد. بانک برای حداکثرسازی سود با قید ترازنامه زیر مواجه است:

$$D_t + B_t + BD_t = R_t + DEBT_t \quad (۴۳)$$

در این رابطه R_t بیانگر ذخایر بانک‌ها نزد بانک مرکزی است. همچنین بانک‌ها پس از خلق نقدینگی با حسابداری دو طرفه و مبتنی بر الگوی درون‌زایی خلق نقدینگی، ذخایر موجود و ذخایر مورد نیاز خود را بررسی کرده و سپس به اندازه اختلاف این دو از بانک مرکزی مبتنی بر رابطه زیر استقراض می‌کنند:

$$BD_t = rr_b B_t + rr_d D_t - \left[R_{t-1} - BD_{t-1}(1+i_{t-1}^{bd}) + P_t G_t - P_t T_t\right] \quad (۴۴)$$

rr_b و rr_d، به‌ترتیب بیانگر نرخ ذخیره قانونی سپرده‌های جاری و سپرده‌های سرمایه‌گذاری هستند. G_t و T_t نیز به‌ترتیب هزینه‌های دولت و مالیات دریافتی دولت از خانوارها را نشان می‌دهند. در حقیقت فرض بر این است که دولت از طریق شبکه بانکی، دریافتی‌ها و پرداختی‌های خود را انجام می‌دهد و از آنجا که بر مبنای معادله بودجه دولت (۴۹)، تنها مالیات

موجب افزایش پایه پولی نمی‌شود، بنابراین این موضوع در رابطه (۴۴) منعکس شده است. بر این اساس مبتنی بر درون‌زایی خلق نقدینگی، بخشی از پایه پولی به شکل پسینی خلق می‌شود. پس از حداکثرسازی تابع سود (۴۲) نسبت به قیود (۴۳) و (۴۴)، شرایط مرتبه اول نسبت به متغیرهای بدهی، سپرده مدت‌دار، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و سپرده جاری به ترتیب به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{i_t^l E_t\left(1-\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_{t+1}^K} f\left(\omega_{t+1}^K\right)d\omega_{t+1}^K\right)-E_t\left(\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_{t+1}^K} f\left(\omega_{t+1}^K\right)d\omega_{t+1}^K\right)+E_t\left((1+\pi_{t+1})\begin{bmatrix}(1-\delta)p_{t+1}^K K_t\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_{t+1}^K}\omega_{t+1}^K f\left(\omega_{t+1}^K\right)d\omega_{t+1}^K\\+\int_{\underline{\omega}^K}^{\tilde{\omega}_{t+1}^K}[Y_{t+1}-pac_{t+1}-S_{t+1}-w_{t+1}H_{t+1}]f\left(\omega_{t+1}^K\right)d\omega_{t+1}^K\end{bmatrix}\right)}{debt_t}=\gamma_{b.t} \quad (۴۵)$$

$$i_t^d=\gamma_{b.t}+\gamma_{bd.t}rr_D \quad (۴۶)$$

$$E_t\left(\frac{\beta c_t}{(1+\pi_{t+1})c_{t+1}}\left[\gamma_{bd.t+1}\left(1+i_t^{bd}\right)\right]\right)=\gamma_{bd.t}-\gamma_{b.t}+i_t^{bd} \quad (۴۷)$$

$$\gamma_{b.t}=-\gamma_{bd.t}rr_b \quad (۴۸)$$

۴-۱-۶- دولت

دولت تلاش دارد تا هزینه‌های خود را از محل دریافت مالیات‌ها و فروش نفت تأمین کند و در صورت کسری نیز از بانک مرکزی استقراض می‌کند:

$$P_tG_t=P_tT_t+OR_t+GD_t-GD_{t-1} \quad (۴۹)$$

که در آن OR_t بیان‌گر درآمدهای نفتی دولت و GD_t نشان دهنده تأمین ملی دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی می‌باشد. فرض می‌شود که درآمد مالیاتی دولت بستگی به سطح تولید دارد:

$$T_t=\varphi Y_t^{\tau} \quad (۵۰)$$

که در آن φ و τ به ترتیب بیان‌گر نرخ مالیات و کشش درآمدی مالیات هستند. همچنین فرض می‌شود که هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کنند:

$$\log G_t=\rho_g\log G_{t-1}+(1-\rho_g)\log\overline{G}+\varepsilon_{g.t} \qquad \varepsilon_{g.t}\sim N\left(0,\sigma_g^2\right) \quad (۵۱)$$

$$\log OR_t=\rho_{or}\log OR_{t-1}+(1-\rho_{or})\log\overline{OR}+\varepsilon_{or.t} \qquad \varepsilon_{or.t}\sim N(0,\sigma_{or}^2) \quad (۵۲)$$

۴-۱-۷- سیاست پولی

در بسیاری از مطالعات از قواعد سیاست‌گذاری پولی مانند قاعده تیلور استفاده می‌شود، اما نکته مهم آن است که سیاست‌گذاری پولی در ایران از قواعد متعارف پولی تبعیت نمی‌کند، به گونه‌ای که تابع هدف سیاست‌گذار پولی به شکاف تولید و تورم واکنش نشان نمی‌دهد (عرفانی و مرادی، ۱۳۹۳، بیات و بهرامی، ۱۳۹۶ و فرنقی و همکاران، ۱۴۰۰). بر این اساس، در این مقاله فرض می‌شود که عرضه ذخایر مبتنی بر رابطه ذیل تابعی از وقفه خود می‌باشد:

$$R_t=(1+\tau_t)R_{t-1} \quad (۵۳)$$

که در آن τ نرخ رشد ذخایر است و از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند:

$$\log \tau=\rho_\tau \log \tau_{t-1}+(1-\rho_\tau)\log \bar{\tau}+\varepsilon_{\tau.t} \qquad \varepsilon_{\tau.t}\sim N(0,\sigma_\tau^2) \quad (۵۴)$$

۴-۱-۸- شرط تسویه بازار

شرط تسویه بازار کالا به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$P_tY_t = P_tC_t + P_tI_t + P_tS_t + P_tG_t+ \frac{\theta}{2}\left(\frac{P_t}{P_{t-1}(\Pi_{t-1}{}^{\chi})^{\mu}(\bar{\Pi}^{\chi})^{1-\mu}} - 1\right)^2 P_tY_t \quad (۵۵)$$

۴-۲- الگوی (۲) (الگوی ضریب فزاینده)

در این الگو بخش‌های بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بانک، متفاوت با الگوی (۱) می‌باشد، اما سایر بخش‌ها ویژگی‌های مشترکی با الگوی (۱) دارند. در این الگو در صورت ناتوانی بنگاه‌ها در بازپرداخت اصل و بهره وام، استمهال مطالبات معوق صورت نمی‌گیرد بلکه بانک حساب جاری بنگاه را برداشت کرده و رابطه بدهی از ترازنامه حذف می‌شود. بر این اساس بر مبنای نقطه آستانه‌ای نکول، تابع سود بنگاه مشابه با الگوی (۱) است، با این تفاوت که در اینجا Φ_d برابر ۱ در نظر گرفته می‌شود[۱] و در حقیقت بازپرداخت وام در یک سررسید انجام می‌شود، اما قید پیش نقد بنگاه برای خرید سرمایه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} &P_t^K K_{j.t} - (1-\delta)P_t^K K_{j.t-1} \le \left(P_{j.t}Y_{j.t} - PAC_{j.t} - P_tS_{j.t} - \right. \\ &\left. W_tH_{j.t}\right) - \int_{\tilde{\omega}_{j.t}^{Y}}^{\bar{\omega}^{Y}}\left[(1+i_{t-1}^{l})DEBT_{j.t-1}\right] f(\omega_{j.t}^{Y})d\omega_{j.t}^{Y} - \vartheta\Pi_{j.t}^{f} - \\ &\int_{\underline{\omega}^{Y}}^{\tilde{\omega}_{j.t}^{Y}}\left[P_{j.t}Y_{j.t}\text{-}PAC_{j.t}\text{-}P_tS_{j.t}\text{-}W_tH_{j.t}\right] f(\omega_{j.t}^{Y})d\omega_{j.t}^{Y} + L_{j.t} \end{aligned} \quad (۵۶)$$

۱. البته برای انجام مقایسه بهتر دو الگوی ۱ و ۲، در الگوی ۱ نیز Φ_d برابر با عدد ۱ کالیبره می‌شود.

همچنین بدهی کل بنگاه به بانک به‌صورت رابطه ۵۷ به‌دست می‌آید:

$$DEBT_{j.t}=L_{j,t} \quad (۵۷)$$

بنگاه، تابع سود (۳۱) (با فرض $\Phi_d = 1$) را نسبت به قیود (۵۶) و (۵۷) بیشینه می‌کند. به دلیل محدودیت فضای مقاله نتایج مربوطه ارائه نمی‌شود.

همچنین در این الگو متفاوت با الگوی (۱) بانک از جنبه استمهال مطالبات غیرجاری سود موهومی ثبت نمی‌کند. همچنین بانک از ذخایر موجود برای خلق نقدینگی استفاده می‌کند و مبتنی بر الگوی ضریب فزاینده آن را چند برابر می‌کند و از منابع بانک مرکزی استفاده نمی‌کند[۱]. بر این اساس تابع سود بانک به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Pi_t^b = \int_{\bar{\omega}_t^Y}^{\bar{\omega}^Y} i_{t-1}^l DEBT_{t-1} f(\omega_t^Y) d\omega_t^Y + \int_{\underline{\omega}^Y}^{\bar{\omega}_t^Y} [P_t Y_t - PAC_t - P_t S_t - W_t H_t - DEBT_{t-1}] f(\omega_t^K) d\omega_t^K - i_{t-1}^d D_{t-1} - i_{t-1}^{bd} BD_{t-1} \quad (۵۸)$$

همچنین قید ترازنامه بانک به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$D_t + B_t = R_t + DEBT_t \quad (۵۹)$$

بر این اساس بانک تابع سود (۵۸) را نسبت به قید (۵۹) بیشینه می‌کند که به دلیل محدودیت فضای مقاله نتایج مربوطه ارائه نمی‌شود.

۵- حل مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۱- کالیبراسیون

برای کالیبراسیون الگوی (۱) مراحل ذیل انجام شده است: ۱- معادلات وضعیت پایدار الگو استخراج و دستگاه معادلات وضعیت پایدار تشکیل شده است. ۲- برخی پارامترها و متغیرهای مهم الگو در وضعیت پایدار بر مبنای داده‌های اقتصاد ایران در بازه سال‌های۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ به قیمت ثابت سال۱۳۹۰ محاسبه شده‌اند، همچنین برخی از پارامترها نیز از نتایج موجود در مطالعات دیگر مقداردهی شده‌اند. ۳- سایر پارامترها و متغیرهای الگو در وضعیت پایدار از حل دستگاه معادلات وضعیت پایدار با استفاده از نرم‌افزار MAPLE استخراج شده‌اند. همچنین برای کالیبراسیون الگوی (۲) نیز پارامترهای به‌دست آمده از الگوی (۱) در دستگاه معادلات وضعیت

---

۱. منظور از الگوی ضریب فزاینده در اینجا خلق پول دسته‌جمعی و تدریجی بانک‌ها نیست، بلکه وام‌دهی با توجه به محدودیت ذخایر برون‌زای از پیش وارد شده مدنظر است، چرا که اساساً مبتنی بر نوع پول امروزی، این الگو رد می‌شود. بر این اساس یک بانک به تنهایی قادر است مبتنی بر فرآیند حسابداری دوطرفه، متناسب با یک ضریب فزاینده حتی در یک بار وام‌دهی سپرده‌های متناسب با ذخایر موجود را خلق کند.

پایدار الگوی (۲) جایگذاری و متغیرها در وضعیت پایدار استخراج شده‌اند. در ادامه معادلات الگو در وضعیت پایدار ارائه شده است:

$$\beta = \frac{1+\pi}{1+i^{d}} \quad (۶۰)$$

$$\frac{\psi}{(1-\psi)}\frac{H}{1-H} = \frac{\frac{wH}{Y}}{\frac{C}{Y}} \quad (۶۱)$$

$$\frac{C}{Y} = \frac{\frac{b}{Y}}{1+\pi} + \frac{m}{Y} + \frac{wH}{Y} - \frac{T}{Y} \quad (۶۲)$$

$$\frac{d}{Y} = \frac{\frac{d}{Y}}{1+\pi}\left(1 + i^{d}\right) - \frac{m}{Y} \quad (۶۳)$$

$$\frac{b}{Y} = \vartheta\frac{\pi^{f}}{Y} + \frac{\pi^{k}}{Y} + \frac{\pi^{b}}{Y} \quad (۶۴)$$

$$1 = \left(\frac{K}{Y}\right)^{\alpha}\left(\frac{H}{Y}\right)^{\gamma}\left(\frac{S}{Y}\right)^{1-\alpha-\gamma} \quad (۶۵)$$

$$p^{K}\frac{K}{Y}(1-\delta)[1-\Phi^{K}KD] + \left[1-\vartheta\left(1-\Phi^{Y}\right)MND - \Phi^{K}\right] - \left[\frac{\theta}{2}(\Pi^{1-\chi}-1)^{2} + \frac{wH}{Y} + \frac{S}{Y}\right]\left(1-\vartheta\left(1-\Phi^{Y}\right)-\Phi^{K}\right) - \frac{\frac{debt}{Y}}{1+\pi}\left(1-\Phi^{Y}\right)\left(\Phi_{d}+i^{l}\right)(1-\vartheta) + \frac{l}{Y} = p^{K}\frac{K}{Y} \quad (۶۶)$$

$$\frac{debt}{Y} = \frac{l}{Y} + \frac{\frac{debt}{Y}}{1+\pi}\left[\left(1-\Phi^{Y}\right)(1-\Phi_{d}) + \Phi^{F}\left(1+i^{l}\right)\right] \quad (۶۷)$$

$$\frac{\pi^{f}}{Y} = \left(1-\Phi^{Y}\right)MND - \left(1-\Phi^{Y}\right)\left[\frac{\theta}{2}(\Pi^{1-\chi}-1)^{2} + \frac{wH}{Y} + \frac{S}{Y}\right] - \left(1-\Phi^{Y}\right)\left(\Phi_{d}+i^{l}\right)\frac{\frac{debt}{Y}}{1+\pi} \quad (۶۸)$$

$$\Phi^{Y} = \frac{\tilde{\omega}^{Y}-\left(1-z^{Y}\right)}{2z^{Y}} \quad (۶۹)$$

$$\tilde{\omega}^{Y} = \frac{\left(\Phi_{d}+i^{l}\right)\frac{debt}{Y}}{1+\pi} + \frac{\theta}{2}(\Pi^{1-\chi}-1)^{2} + \frac{wH}{Y} + \frac{S}{Y} \quad (۷۰)$$

$$\Phi^{K} = \frac{\tilde{\omega}^{K}-(1-z^{K})}{2z^{K}} \quad (۷۱)$$

$$\tilde{\omega}^{K} = \frac{(1+i^{l})}{p^{k}(1-\delta)(1+\pi)}\frac{\frac{debt}{Y}}{\frac{K}{Y}} + \frac{\frac{\theta}{2}(\Pi^{1-\chi}-1)^{2}+\frac{wH}{Y}+\frac{S}{Y}-1}{p^{k}(1-\delta)\frac{K}{Y}} \quad (۷۲)$$

$$\Phi^{F} = 1-(1-\Phi)-\Phi^{K} \quad (۷۳)$$

$$MND = z^{Y}\left(-\left(1-\Phi^{Y}\right) + \frac{1+z^{Y}}{z^{Y}}\right) \quad (۷۴)$$

$$KD = z^K(\Phi^K + \frac{1-z^K}{z^K}) \quad (۷۵)$$

$$KND = z^K(-(1-\Phi^K) + \frac{1+z^K}{z^K}) \quad (۷۶)$$

$$\gamma E_\omega[mc\omega] = \frac{wH}{Y}\left[\left(1-\Phi^Y\right) + \mu_B\left(1-\vartheta\left(1-\Phi^Y\right)-\Phi^K\right)\right] \quad (۷۷)$$

$$\left(1\text{-}\alpha\text{-}\gamma\right)\left[\frac{\beta}{(1+\pi)}E_\omega[mc\omega]\right] = \frac{S}{Y}\left[\left(1\text{-}\Phi^Y\right)+\mu_B\left[1\text{-}\Phi^K\text{-}\vartheta\left(1\text{-}\Phi^Y\right)\right]\right] \quad (۷۸)$$

$$\frac{\beta}{(1+\pi)}\alpha E_\omega[mc\omega] + \frac{\beta}{(1+\pi)}\mu_B p^K\frac{K}{Y}(1-\delta)[1-\Phi^K KD] = \mu_B p^K\frac{K}{Y} \quad (۷۹)$$

$$\left\{\frac{\beta}{1+\pi}\frac{1}{1+\pi}\left[\mu_D\left[\left(1-\Phi^Y\right)(1-\Phi_d)+\Phi^F(1+i^l)\right]-\left(\Phi_d+i^l\right)\left(1-\Phi^Y\right)-\mu_B\left[\left(1-\Phi^Y\right)[\Phi_d+i^l](1-\vartheta)\right]\right]\right\} = \mu_D \quad (۸۰)$$

$$\theta\Pi^{1-\chi}(\Pi^{1-\chi}-1)\left[1-\Phi^Y+\mu_B\left(1-\Phi^K-\vartheta\left(1-\Phi^Y\right)\right)\right] = \theta\left[\frac{\beta}{1+\pi}\Pi^{1-\chi}(\Pi^{1-\chi}-1)\right]\left[1-\Phi^Y+\mu_B\left(1-\Phi^K-\vartheta\left(1-\Phi^Y\right)\right)\right]+(1-\xi)\left[\left[\left(1-\Phi^Y\right)MND+\mu_B\left(1-\Phi^K\right)\right]-\mu_B\vartheta\left(1-\Phi^Y\right)MND\right]+\xi E_\omega[mc\omega] \quad (۸۱)$$

$$\mu_B = -\mu_D \quad (۸۲)$$

$$\delta\frac{K}{Y} = \frac{I}{Y} \quad (۸۳)$$

$$p^K = 1 \quad (۸۴)$$

$$\frac{\pi^b}{Y} = \left(1-\Phi^K\right)i^l\frac{\frac{debt}{Y}}{1+\pi}+\left[(1-\delta)p^K\frac{K}{Y}\Phi^K KD+\Phi^K\left[1-\frac{\theta}{2}(\Pi^{1-\chi}-1)^2-\frac{wH}{Y}-\frac{S}{Y}\right]-\Phi^K\frac{\frac{debt}{Y}}{1+\pi}\right]-i^d\frac{\frac{d}{Y}}{1+\pi}-i^{bd}\frac{\frac{bd}{Y}}{1+\pi} \quad (۸۵)$$

$$\frac{d}{Y}+\frac{b}{Y}+\frac{bd}{Y} = \frac{r}{Y}+\frac{debt}{Y} \quad (۸۶)$$

$$\frac{bd}{Y} = (rr_d\frac{d}{Y}+rr_b\frac{b}{Y})-\left[\frac{\frac{r}{Y}}{1+\pi}-\frac{\frac{bd}{Y}}{1+\pi}\left(1+i^{bd}\right)+\frac{G}{Y}-\frac{T}{Y}\right] \quad (۸۷)$$

$$i^{l}\left(1-\Phi^{K}\right)-\Phi^{K}+\frac{(1+\pi)\left[(1-\delta)p^{K}\frac{K}{Y}\Phi^{K}KD+\Phi^{K}\left[1-\frac{\theta}{2}\left(\Pi^{1-\chi}-1\right)^{2}-\frac{wH}{Y}\frac{S}{Y}\right]\right]}{\frac{debt}{Y}}=\gamma_{b} \quad (۸۸)$$

$$i^{d}=\gamma_{b}+\gamma_{bd}rr_{D} \quad (۸۹)$$

$$\frac{\beta}{(1+\pi)}\left[\gamma_{bd}\left(1+i^{bd}\right)\right]=\gamma_{bd}-\gamma_{b}+i^{bd} \quad (۹۰)$$

$$\gamma_{b}=-\gamma_{bd}rr_{b} \quad (۹۱)$$

$$\frac{C}{Y}+\frac{I}{Y}+\frac{\theta}{2}(\Pi^{1-\chi}-1)^{2}+\frac{G}{Y}+\frac{S}{Y}=1 \quad (۹۲)$$

$$\frac{G}{Y}=\frac{T}{Y}+\frac{or}{Y}+\frac{gd}{Y}-\frac{\frac{gd}{Y}}{1+\pi} \quad (۹۳)$$

نتایج به‌دست آمده از کالیبراسیون الگو در جداول ۳ و ۴ ارائه شده است:

جدول ۳. متغیرهای مهم الگو در وضعیت پایدار

متغیر	نماد	مقدار	منبع
نسبت مخارج مصرفی خصوصی به تولید	C/Y	۰/۵۶	داده‌های بانک مرکزی
نسبت بدهی بنگاه به بانک به تولید	$debt/Y$	۰/۷۹	براساس داده‌های π و مقداردهی برای i^{l}، Φ_{d}، Φ^{F}، Φ^{Y} و l در وضعیت پایدار ۶۷
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید	I/Y	۰/۱۹	داده‌های بانک مرکزی
نسبت سپرده دیداری به تولید	b/Y	۰/۲۷	بر اساس وضعیت پایدار ۶۴
نسبت ذخایر بانک‌ها نزد بانک مرکزی به تولید	r/Y	۰/۱۸	بر اساس داده‌های d و مقداردهی برای b، bd، $debt$ در وضعیت پایدار۸۶
نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به تولید	bd/Y	۰/۲۴	بر اساس داده‌های d، rr_{d}، i^{bd}، π، G و T و مقداردهی برای rr_{b} ، b، r در وضعیت پایدار ۸۷
نسبت موجودی انبار به تولید	S/Y	۰/۱۱	داده‌های بانک مرکزی
نسبت وام جدید به تولید	l/Y	۰/۳۵	بر اساس داده‌های Φ^{K}، π، S و مقداردهی برای Φ_{d}، δ، ϑ و χ در وضعیت پایدار ۶۶ و ۶۷
نسبت سپرده مدت‌دار به تولید	d/Y	۰/۴۶	داده‌های بانک مرکزی
تولید در وضعیت پایدار	Y	۰/۳۹	بر اساس داده‌های S و مقداردهی برای K، α، H و γ در وضعیت پایدار ۶۵
متوسط احتمال نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی	Φ^{Y}	۰/۶۰	بر اساس داده‌های S و Π و مقداردهی برای Φ_{d}، θ و χ در وضعیت پایدار ۶۹ و ۷۰
نسبت مخارج دولت به تولید	G/Y	۰/۱۴	داده‌های بانک مرکزی
متوسط احتمال نکول کل بدهی	Φ^{K}	۰/۰۸	داده‌های بانک مرکزی
متوسط احتمال استمهال مطالبات غیرجاری	Φ^{F}	۰/۵۲	بر اساس وضعیت پایدار ۷۳
متوسط نرخ سود بازار بین بانکی و اضافه برداشت بانک‌ها از بانک مرکزی	i^{bd}	۰/۲۵	داده‌های بانک مرکزی
نسبت درآمدهای مالیاتی دولت به تولید	T/Y	۰/۰۶	داده‌های بانک مرکزی

متغیر	نماد	مقدار	منبع
نسبت سرمایه به تولید	K/Y	۷/۹۱	بر اساس داده‌های I و مقداردهی برای δ در وضعیت پایدار ۸۳
نسبت درآمد نفتی به تولید	or/Y	۰/۰۷	داده‌های بانک مرکزی
متوسط نرخ تورم	π	۰/۲۰	داده‌های بانک مرکزی
سهم درآمد نیروی کار از تولید	wH/Y	۰/۴۳	داده‌های بانک مرکزی
نسبت تعدیل سپرده مدت‌دار به تولید	m/Y	۰/۰۰۴	بر اساس داده‌های d وπ در وضعیت پایدار ۶۳
نسبت استقراض دولت از بانک مرکزی به تولید	gd/Y	۰/۰۶	بر اساس داده‌هایor، T، G، π در وضعیت پایدار ۹۳
قیمت حقیقی سرمایه	p_k	۱	بر اساس وضعیت پایدار ۸۴
نسبت سود بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به تولید	π_f/Y	۰/۳۱	بر اساس داده‌های π و S و مقداردهی برای χ و θ، Φ_d در وضعیت پایدار ۶۸
میانگین انتظاری بهره‌وری ویژه به شرط عدم نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی	MND	۲/۱۷	بر اساس وضعیت پایدار ۷۴
میانگین انتظاری تکانه ویژه سرمایه به شرط نکول کل بدهی	KD	۰/۱۱	بر اساس وضعیت پایدار ۷۵
متوسط نرخ سود سپرده	i^d	۰/۲۱	بر اساس داده‌هایπ و $S\ \Phi^K$ ، i^{bd} و مقداردهی برایβ ،χ و θ در وضعیت پایدار ۸۹، ۹۰ و ۹۱
متوسط نرخ سود وام	i^l	۰/۲۸	بر اساس داده‌هایπ، $S\ \Phi^K$، i^{bd} و مقداردهی برایβ، χ و θ در وضعیت پایدار ۸۸، ۹۰ و ۹۱
متوسط ساعات کار	H	۰/۳۳	فرض کار به اندازه یک سوم از شبانه روز

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول٤. پارامترهای مقداردهی شده

پارامتر	نماد	مقدار	منبع
نرخ تنزیل زمانی	β	۰/۹۸	بر اساس داده‌های π و مقداردهی برای i^d در وضعیت پایدار ۶۰
اهمیت نسبی مصرف و استراحت	ψ	۰/۶۰	بر اساس داده‌های w و C و مقداردهی برای H در وضعیت پایدار ۶۱
نرخ استهلاک سرمایه	δ	۰/۰۲۴	پاک‌نیت و همکاران (۱۳۹۸)، پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۸)، فرنقی و همکاران (۱۴۰۰)
کشش تولید نسبت به سرمایه	α	۰/۴۹	بر اساس داده‌های S و مقداردهی برای K ، H و Y در وضعیت پایدار ۶۵، ۷۷ و ۷۸
کشش جانشینی ثابت بین کالاهای متمایز	ξ	۱۸	بر اساس وضعیت پایدار ۸۱
کشش تولید نسبت به نیروی کار	γ	۰/۳۹	بر اساس داده‌های S و مقداردهی برای K، H و Y در وضعیت پایدار ۶۵، ۷۷ و ۷۸

پارامتر	نماد	مقدار	منبع
درجه شاخص‌بندی قیمت	χ	۱	پروین و همکاران (۱۳۹۳)، پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۸)
وزن شاخص‌بندی نسبت به تورم گذشته	μ	۰	پروین و همکاران (۱۳۹۳)، پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۸)
نرخ ذخیره قانونی سپرده مدت‌دار	rr_d	۰/۱۰	داده‌های بانک مرکزی
نرخ ذخیره قانونی سپرده جاری	rr_b	۰/۵۰	انتخابی (با توجه به ماهیت سپرده جاری در مقایسه با سپرده مدت‌دار)
درصد توزیع سود بنگاه‌ها	ϑ	۰/۷۵	انتخابی
ضریب خودرگرسیون فرآیند بهره‌وری	ρ_A	۰/۷۲	برآورد فرآیند خودرگرسیون
ضریب خودرگرسیون فرآیند مخارج دولت	ρ_g	۰/۸۷	برآورد فرآیند خودرگرسیون
ضریب خودرگرسیون فرآیند درآمد نفتی	ρ_{or}	۰/۵۳	برآورد فرآیند خودرگرسیون
ضریب خودرگرسیون تکانه پولی	ρ_τ	۰/۳۲	برآورد فرآیند خودرگرسیون
انحراف معیار تکانه بهره‌وری	σ_A	۰/۱۰	برآورد فرآیند خودرگرسیون
انحراف معیار تکانه مخارج دولت	σ_g	۰/۰۹۲	برآورد فرآیند خودرگرسیون
انحراف معیار تکانه درآمد نفتی	σ_{or}	۰/۱۶	برآورد فرآیند خودرگرسیون
انحراف معیار تکانه پولی	σ_τ	۰/۱۷	برآورد فرآیند خودرگرسیون
هزینه تعدیل سرمایه	κ	۸/۶	پروین و همکاران (۱۳۹۳)
هزینه تعدیل قیمت	θ	۴/۲۶	پروین و همکاران (۱۳۹۳)
درصد سررسید اقساط از کل بدهی در هر دوره	Φ_d	۱	فرض پژوهش (برای تبیین بهتر اثر استمهال مطالبات غیرجاری و مقایسه‌پذیری با الگوی ۲)

منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۲- ارزیابی برازش الگو

به‌منظور ارزیابی برازش الگو، با روندزدایی داده‌ها با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات[1]، گشتاورهای مربوطه محاسبه و سپس با گشتاورهای تولید شده توسط الگو مقایسه شده است. نتایج ارائه شده در جدول ۵ حاکی از موفقیت نسبی الگوی طراحی شده برای شبیه‌سازی اقتصاد ایران می‌باشد.

1. Hodrick-Prescott Filter

جدول ۵. مقایسه گشتاورهای حاصل از الگو با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

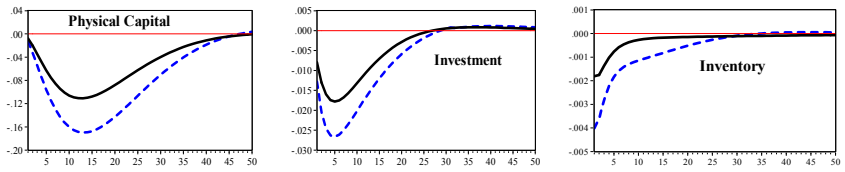
نام متغیر	میانگین		انحراف معیار		چولگی		کشیدگی	
	داده‌ها	الگو	داده‌ها	الگو	داده‌ها	الگو	داده‌ها	الگو
مصرف	۰/۲۲۱۲	۰/۲۲۷۵	۰/۰۵۵۶	۰/۰۴۳۵	۰/۲۰۴۱	۰/۰۵۰۶	۲/۳۱۵	−۰/۰۴۱۰
تولید	۰/۳۹۲۴	۰/۴۱۳۴	۰/۰۸۶۵	۰/۰۵۷۳	۰/۳۳۰۵	−۰/۰۰۶	۲/۶۷۶	−۰/۰۲۶۵
سپرده مدت‌دار	۰/۰۲۶۱	۰/۰۰۸	۰/۱۰۵۳	۰/۱۲۲۱	۰/۳۱۶۲	−۰/۰۸۹۳	۲/۰۸۷	−۰/۰۱۹۷
تورم	۰/۲۲۰۵	۰/۱۹۹۸	۰/۱۱۳۹	۰/۵۸۰	۰/۶۳۷	۰/۰۲۱۷	۳/۶۵۱	−۰/۰۳۶۸
سپرده جاری	۰/۱۲۴۳	۰/۱۲۳۳	۰/۱۳۶۴	۰/۰۵۴۹	۰/۰۸۵۱	۰/۰۶۷۸	۳/۲۳۸	۰/۰۰۸۹

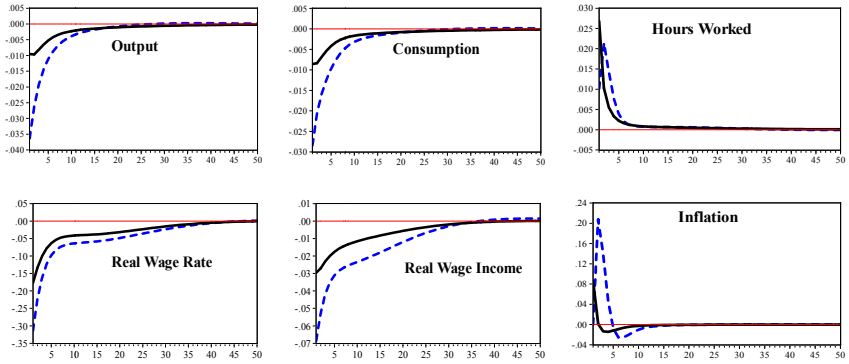
منبع: یافته‌های پژوهش

۵-۳- تحلیل نتایج

در این بخش به تحلیل توابع واکنش آنی متغیرها در واکنش به تکانه بهره‌وری کل منفی در الگوی (۱) و (۲) پرداخته می‌شود. الگوی (۱)، مبتنی بر عملکرد بانک‌ها به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری می‌باشد، در الگوی (۲) نیز عملکرد بانک‌ها بر مبنای نظریه ضریب فزاینده مدنظر قرار گرفته است.

همان‌طورکه در شکل ۴ مشخص است به دنبال وقوع این تکانه در هر دو الگوی (۱) و (۲)، تولید نهایی نهاده‌های تولید کاهش می‌یابد، بر این اساس تقاضای بنگاه‌ها برای نهاده‌های تولید کاهش پیدا می‌کند. نتیجه این تغییرات، کاهش سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف می‌باشد. همچنین نتیجه خالص تغییرات عرضه و تقاضای کالاها به گونه‌ای است که در نهایت تورم در الگوی (۱) با افزایش مواجه شده و چند دوره طول می‌کشد تا کاهش یابد و در الگوی (۲) پس از یک دوره افزایش، با کاهش مواجه شده و منفی می‌شود. بر این اساس میزان افزایش تورم در الگوی (۱) بیشتر از الگوی (۲) می‌باشد. همچنین در اثر این تکانه نرخ دستمزد واقعی نیز با کاهش مواجه شده و خانوارها برای حفظ سطح مصرف خود مجبور به ارائه خدمات نیروی کار بیشتری می‌شوند. بر این اساس به‌طور کلی رفاه در هر دو الگو با کاهش مواجه می‌شود.





شکل ٤. توابع واکنش آنی متغیرهای سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری، مواد اولیه، تولید، مصرف، ساعات کار، نرخ دستمزد حقیقی، درآمد نیروی کار و تورم، در واکنش به تکانه بهره‌وری کل منفی، الگوی (۱) ▬ ▬ الگوی (۲) ▬▬

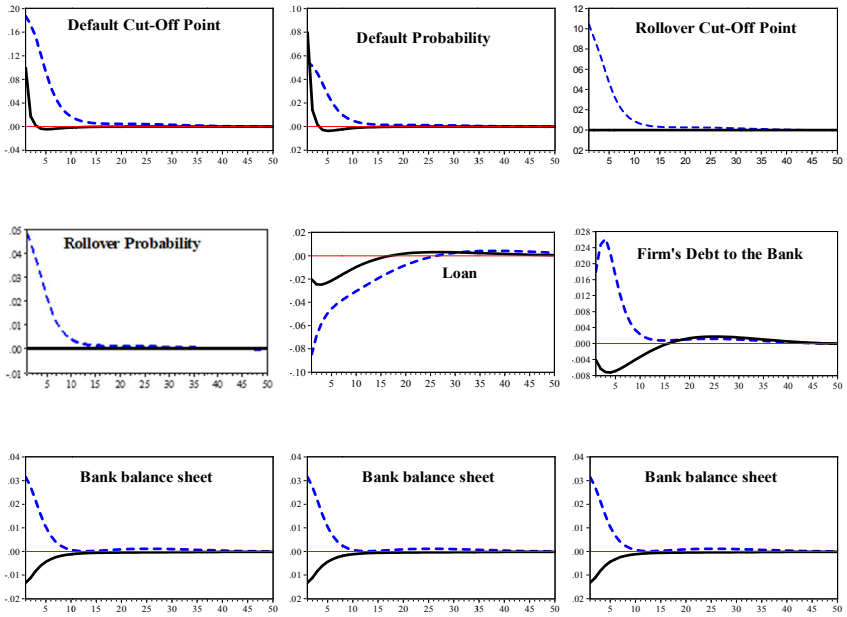
نکته مهم آن است که به دنبال وقوع این تکانه، تغییر متغیرها در الگوی (۱) نسبت به الگوی (۲) بزرگ‌تر و سریع‌تر است. این تفاوت به دو دلیل ایجاد می‌شود: ۱- از یک‌سو بانک‌ها در این الگو برخلاف الگوی ضریب فزاینده در قبض و بسط اعتبار با محدودیت‌های تکنیکی، سطح پس‌انداز، پایه پولی و در حقیقت متغیرهای از پیش تعیین[1] شده مواجه نیستند، بلکه با محدودیت‌های اقتصادی (سودآوری و ریسک) و متغیرهای جهشی[2] روبرو هستند؛ بنابراین عکس‌العمل بانک‌ها در بسط و قبض اعتبار سریع‌تر و بزرگ‌تر است و بر این اساس متغیرها بیشتر و سریع‌تر تحت تأثیر قرار می‌گیرند. ۲- به دنبال ایجاد تکانه بهره‌وری کل و از این رو کاهش سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف، توانایی بنگاه برای بازپس‌دهی بدهی به بانک کاهش می‌یابد. در این ارتباط مطابق با شکل ۵، نکول بدهی‌ها در هر دو الگو با افزایش مواجه می‌شود، اما نحوه مواجهه با آن در دو الگو متفاوت است. در الگوی (۱) مطالبات غیرجاری با ثبت یک قرارداد صوری با بهره مرکب استمهال می‌شود، اما در الگوی (۲) رابطه بدهی با برداشت حساب جاری بنگاه توسط بانک قطع می‌شود. استمهال مطالبات غیرجاری نیز موجب انتقال بدهی به دوره‌های بعد با بهره مرکب می‌شود. از این رو بار بدهی بنگاه به بانک افزایش یافته و بنابراین امکان نکول بدهی در الگوی (۱) بیشتر از الگوی (۲) می‌شود. در این ارتباط افزایش نکول مطالبات موجب افزایش تا ریسک اعتباری شده بانک‌ها افزایش یافته و بر این اساس بانک‌ها

1. Predetermined Variables
2. Jump Variables

سخت‌گیری بیشتری در ارائه نقدینگی جدید به بنگاه‌ها انجام می‌دهند و از این رو بنگاه‌ها با تنگنای اعتباری بیشتری مواجه می‌شوند. این تغییرات در شکل ۵ نشان داده شده است. نتیجه این تغییرات نیز کاهش بیشتر در سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف می‌باشد. در ارتباط با افزایش بیشتر تورم در الگوی (۱) نسبت به الگوی (۲) نیز به دلیل ویژگی‌های بیان شده برای الگوی (۱)، عرضه کالاها بیشتر از تقاضای آن تحت تأثیر قرار گرفته و موجب افزایش بیشتر تورم می‌شود. بر این اساس به‌طور کلی به دلایل بیان شده، در الگوی (۱) کاهش رفاه با مقیاس بالاتری ایجاد می‌شود.

از نتایج مهم دیگر آن است که در اثر این تکانه و در شرایط رکودی، اندازه ترازنامه بانک در الگوی (۱) با رشد مثبت مواجه می‌شود، اما در الگوی (۲) رشد منفی مشاهده می‌شود. این موضوع در شکل ۵ آمده است. این تفاوت از آنجا نشأت می‌گیرد که در الگوی (۲) متغیر بدهی بنگاه به بانک تنها شامل پرداخت وام (نقدینگی جدید) به بنگاه می‌باشد و بدهی معوق از ترازنامه حذف شده و استمهال نمی‌شود و به علت کاهش پرداخت نقدینگی جدید در شرایط رکودی، خلق نقدینگی نیز با کاهش مواجه می‌شود؛ اما در الگوی (۱) و مطابق با معادله ۲۸، بدهی بنگاه به بانک شامل دو جزء پرداخت وام (نقدینگی جدید) و استمهال مطالبات غیرجاری است. در این مورد اگرچه در شرایط رکودی، همانند الگوی (۲) پرداخت وام و نقدینگی جدید کاهش می‌یابد، اما از جنبه افزایش استمهال مطالبات غیرجاری محو نقدینگی با اختلال مواجه شده و با شناسایی درآمد روی دارایی‌های موهوم، حتی در شرایط رکودی نقدینگی جدید خلق می‌شود و ذخایر مورد نیاز برای آن نیز از طریق اضافه برداشت از بانک مرکزی تأمین می‌شود. نقدینگی خلق شده در این فرآیند نیز در سپرده‌های مدت‌دار انباشته شده و در صورت سیال شدن می‌تواند موجب ایجاد حباب در بازارهای دارایی‌ها، تورم و بی‌ثباتی شود. این موضوع نشان می‌دهد که چگونه در شرایط رکودی، بنگاه‌ها، اذعان به کمبود نقدینگی می‌کنند، اما این متغیر با رشد مواجه می‌شود.

همچنین به دلایل بیان شده، سودآوری بنگاه‌ها نیز در الگوی (۱) با کاهش بیشتری نسبت به الگوی (۲) مواجه می‌شود. در حقیقت برخلاف این تصور که استمهال بدهی‌ها می‌تواند موجب کمک به بنگاه‌ها شده و سودآوری آنها را افزایش دهد، اما در یک فضای تعادل عمومی و پویا این موضوع در نهایت از جنبه‌های گوناگون از جمله افزایش بار بدهی‌ها و احتمال نکول بدهی‌ها و در ادامه تنگنای اعتباری بیشتر برای بنگاه‌ها، سودآوری آنها را با کاهش بیشتری مواجه می‌کند.



شکل ۵. نمودار توابع واکنش آنی متغیرهای نقطه آستانه‌ای نکول، احتمال نکول، نقطه آستانه‌ای استمهال مطالبات غیرجاری، احتمال استمهال مطالبات غیرجاری، وام جدید، بدهی بنگاه به بانک، سودآوری بنگاه، سپرده سرمایه‌گذاری و اندازه ترازنامه بانک، در واکنش به تکانه بهره‌وری کل منفی، الگوی (۱) - - - الگوی (۲) ——

از سوی دیگر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی نیز به دلیل تأمین ذخایر متناسب با بدهی ایجاد شده از سوی بنگاه‌ها، افزایش می‌یابد.

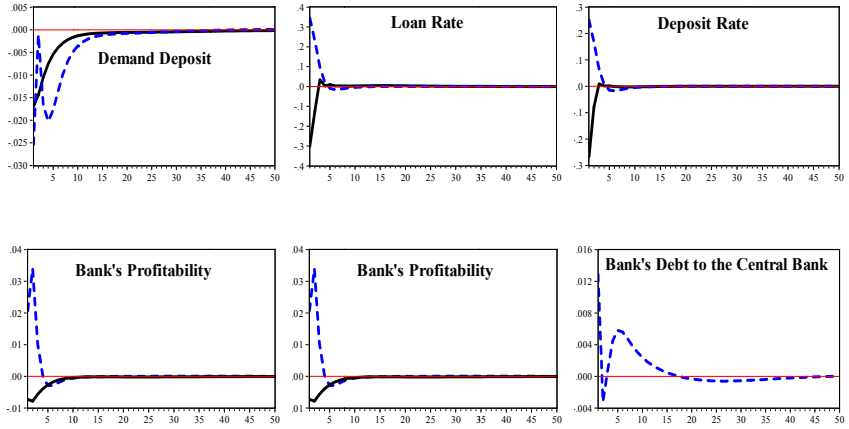
در الگوی (۱) بنگاه‌ها به سه دسته بنگاه‌های توانا در بازپرداخت اقساط سررسید شده و بهره بدهی، بنگاه‌هایی که کل دارایی‌های آنها قبض شده و رابطه بدهی قطع می‌شود و بنگاه‌هایی که بدهی آنها استمهال می‌شود، تقسیم می‌شوند. در اثر تکانه وارد شده، احتمال نکول اقساط سررسید شده و بهره بدهی‌ها افزایش می‌یابد، بنابراین تعداد بنگاه‌هایی که نیاز به استمهال بدهی‌های خود پیدا می‌کنند، افزایش می‌یابند، از سوی دیگر بر اساس کاهش ارزش کل دارایی‌هایی بنگاه و افزایش ارزش کل بدهی‌های بنگاه بر اثر تکانه ایجاد شده، نقطه آستانه‌ای استمهال مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد، بنابراین احتمال قبض کل دارایی‌های بنگاه‌ها نیز افزایش و بر این اساس احتمال استمهال بدهی بنگاه‌ها از این ناحیه کاهش می‌یابد. برآیند این موضوع آن است که احتمال استمهال مطالبات غیرجاری افزایش می‌یابد. در حقیقت اگرچه با

افزایش نقطه آستانه‌ای استمهال، احتمال قبض کل دارایی‌های بنگاه افزایش و از این رو احتمال استمهال بدهی‌های بنگاه‌ها کاهش می‌یابد، اما از سوی دیگر با توجه به اینکه تعداد بنگاه‌های در معرض استمهال بدهی‌ها افزایش یافته است، از این ناحیه احتمال استمهال بدهی‌ها بالا می‌رود. این موضوع در شکل ۵ مشخص شده است.

نکته مهم دیگر در رابطه با متغیر سود بانکی است. در الگوی (۱)، بانک‌ها برای اجتناب از ثبت هزینه مطالبات غیرجاری و کاهش سودآوری خود به استمهال مطالبات غیرجاری و انتقال آن به سرفصل مطالبات جاری و شناسایی درآمد روی دارایی‌های موهوم روی می‌آورند، اما این عمل در یک تعادل عمومی پویا از جنبه افزایش بار بدهی و نکول بیشتر و در حقیقت ریسک اعتباری بالاتر برای بانک‌ها، در نهایت به زیان و شکنندگی بیشتر آنها منجر می‌شود. در واقع با استمهال مطالبات غیرجاری، سود بانک‌ها در حد چند دوره با افزایش مواجه می‌شود و با وجود افزایش نرخ بهره ذخایر و افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، بانک‌ها زیان ایجاد شده را در ترازنامه مخفی می‌کنند و خود را سودآور نشان می‌دهند، اما بعد از آن زیان بانک‌ها خود را نشان می‌دهد. این موضوع در شکل ۶ مشخص شده است.

از نتایج دیگر این پژوهش آن است که بر اثر تکانه ایجاد شده در هر دو الگو، سپرده جاری با کاهش مواجه شده و سپرده‌های مدت‌دار با افزایش مواجه می‌شود که این کاهش و افزایش در الگوی (۱) نسبت به الگوی (۲) بیشتر است. این موضوع به آن علت است که از یک‌سو به دلیل کاهش درآمد نیروی کار و سودآوری بنگاه‌ها و بانک‌ها و همچنین افزایش نرخ تورم، حساب جاری حقیقی خانوارها کاهش می‌یابد و از سوی دیگر با توجه به کاهش مصرف، خانوارها بخشی از سپرده‌های جاری خود را تبدیل به سپرده‌های مدت‌دار می‌کنند و به سبب دلایل عنوان شده در بخش‌های قبل این تغییرات در الگوی (۱) بیشتر از الگوی (۲) ایجاد می‌شود.

همچنین در الگوی (۱) با توجه به افزایش بدهی بنگاه‌ها به بانک‌ها از جنبه استمهال مطالبات غیرجاری و افزایش اندازه ترازنامه بانک از این جنبه، نیاز به تأمین ذخایر برای بانک‌ها و در این ارتباط استقراض از بانک مرکزی افزایش می‌یابد که مبتنی بر آن نرخ تأمین ذخایر نیز با افزایش مواجه می‌شود. در این ارتباط نرخ بهره وام و سپرده نیز به تبعیت از آن و با توجه به افزایش نکول بدهی‌ها با افزایش مواجه می‌شود. از سوی دیگر در الگوی (۲) با توجه به کاهش تقاضای وام از سوی بنگاه‌ها به بانک‌ها، نرخ بهره وام با کاهش مواجه می‌شود. در این ارتباط بنگاه‌ها برای کاهش زیان خود نرخ بهره روی سپرده‌ها را نیز کاهش می‌دهند.



شکل ٦. نمودار توابع واکنش آنی متغیرهای سپرده جاری، نرخ سود وام، نرخ سود سپرده، نرخ بهره ذخایر، سودآوری بانک و بدهی بانک به بانک مرکزی، در واکنش به تکانه بهره‌وری کل منفی، الگوی (۱) - - - الگوی (۲) ——

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه مبتنی بر الگوسازی تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی آثار حقیقی عملکرد بانک‌ها به‌عنوان خالق نقدینگی از مجاری وام‌دهی و استمهال صوری مطالبات غیرجاری پرداخته شده است. مبتنی بر نتایج، تحت تکانه بهره‌وری کل منفی، به دو دلیل متغیرهای سرمایه‌گذاری، تولید، مصرف، درآمد نیروی کار و به‌طور کلی رفاه در این الگو نسبت به الگوی ضریب فزاینده با کاهش سریع‌تر و بزرگ‌تری مواجه شده‌اند و تورم با افزایش بیشتری مواجه شده است: ۱- بانک‌ها در این الگو برخلاف الگوی ضریب فزاینده در قبض و بسط اعتبار با محدودیت‌های تکنیکی، سطح پس‌انداز، پایه پولی و متغیرهای از پیش تعیین شده مواجه نیستند، بلکه با محدودیت‌های اقتصادی و متغیرهای جهشی روبرو هستند. این نتیجه مطابق با نتیجه به دست آمده در مطالعه جکاب و کامهوف (۲۰۱۵) می‌باشد. ۲- احتمال نکول بدهی‌ها در این الگو به دلیل افزایش بار بدهی‌ها برای بنگاه‌ها از جنبه استمهال مطالبات غیرجاری با بهره مرکب بالاتر است و این موضوع از جنبه افزایش ریسک اعتباری برای بانک‌ها، موجب ایجاد تنگنای اعتباری بیشتری برای بنگاه‌ها هم از جنبه حجم و هم از جنبه نرخ آن می‌شود. در این ارتباط تأثیر منفی استمهال مطالبات غیرجاری بر تولید، در مطالعات دیگری از جمله بلانتر و همکاران (۲۰۱۹)، اندرسون و همکاران (۲۰۱۹)، بانرجی و همکاران (۲۰۲۰)، باربارو و همکاران (۲۰۲۱) و تریسی و همکاران (۲۰۲۱) به‌دست آمده است. از نتایج دیگر این پژوهش آن است که اگر چه بانک با استمهال مطالبات غیرجاری روی دارایی‌های موهوم سود شناسایی می‌کند و در حد چند دوره

کوتاه سودآوری بانک افزایش می‌یابد، اما افزایش امکان نکول بدهی‌ها در نهایت موجب زیان و شکنندگی بیشتر بانک می‌شود. همچنین به‌دلیل امکان افزایش نکول بدهی‌ها و کاهش تولید، سودآوری بنگاه‌ها نیز بیشتر کاهش می‌یابد. این نتیجه به نوعی در مطالعه سکین و همکاران (۲۰۰۳) نیز به دست آمده است. این نتیجه بیان‌گر آن است که انتخاب داوطلبانه استمهال صوری مطالبات غیرجاری با هدف زیان کمتر برای بنگاه‌ها و بانک‌ها، در نهایت در یک فضای تعادل عمومی و پویا موجب زیان بیشتر برای آنها می‌شود. همچنین در اثر این تکانه و با ایجاد رکود، به دلیل استمهال مطالبات غیرجاری، به‌دلیل کندی در محو نقدینگی و شناسایی سود موهوم برای بانک‌ها، اندازه ترازنامه بانک با کارکرد خالق نقدینگی با رشد مثبت مواجه می‌شود، اما در الگوی ضریب فزاینده به دلیل آنکه بدهی بنگاه تنها شامل وام نقدی می‌باشد، که آن نیز در شرایط رکودی کاهش می‌یابد، ترازنامه بانک با رشد منفی مواجه می‌شود. نقدینگی خلق شده در این فرآیند نیز در سپرده‌های مدت‌دار انباشت می‌شود و در صورت سیال شدن می‌تواند موجب ایجاد حباب در بازارهای دارایی‌ها، تورم و بی‌ثباتی شود. این موضوع نشان می‌دهد که چگونه در شرایط رکودی بنگاه‌ها اذعان به کمبود نقدینگی می‌کنند، اما این متغیر با رشد مواجه می‌شود. همچنین بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی نیز به دلیل تأمین ذخایر متناسب با نقدینگی ایجاد شده، افزایش می‌یابد، که بر این اساس نرخ آن نیز با افزایش مواجه شده و به دنبال آن نرخ سود وام و سپرده نیز بالا می‌رود، درحالی‌که در الگوی ضریب فزاینده با توجه به کاهش تقاضای وام از سوی بنگاه‌ها به بانک‌ها، نرخ سود وام با کاهش مواجه می‌شود. در این ارتباط بنگاه‌ها برای کاهش زیان خود نرخ سود سپرده‌ها را نیز کاهش می‌دهند. این نتایج مغایر با نتیجه به‌دست آمده در مطالعه شکری و همکاران (۱۳۹۸) می‌باشد، به این دلیل که در مطالعه شکری و همکاران، اولاً برای استمهال مطالبات غیرجاری سقفی در نظر گرفته نشده و دوماً این موضوع نادیده گرفته شده است که در یک فرآیند بین زمانی، استمهال مطالبات غیرجاری منجر به انتقال بدهی به دوره‌های بعد شده و با افزایش بار بدهی بنگاه بر احتمال نکول، سودآوری بنگاه‌ها و بانک‌ها و سایر متغیرها تأثیر می‌گذارد.

بر این اساس با توجه به آنکه بانک‌ها در عمل به‌عنوان خالق نقدینگی فعالیت می‌کنند، همچنین آثار حقیقی ایجاد شده بر مبنای کارکرد بانک بر مبنای این الگو، می‌بایست در سیاست‌گذاری توجه شود که تحلیل بانکداری در چارچوب واسطه‌گری مالی و برون‌زایی خلق نقدینگی منجر به اتخاذ سیاست‌های نادرست می‌شود. همچنین لازم است تا الگوی درون‌زایی خلق نقدینگی نیز به‌دقت تحلیل شود، چرا که این ماهیت از بانکداری، در صورت آزادی عمل بیشتر بانک‌ها می‌تواند امکان رشد بالاتر و با سرعت بیشتر نقدینگی نامتوازن با تولید از مجاری گوناگون (افزون بر وام‌دهی) از جمله استمهال صوری مطالبات غیرجاری را فراهم کند و با توجه

به رفتار موافق سیکلی و با کشش‌پذیری بالاتر و ترجیح بازارهای نامولد برای خلق نقدینگی می‌تواند امکان ایجاد بحران‌های مالی و حباب قیمتی در بازارهای مختلف را فراهم کند. در این ارتباط بعد از بحران مالی ۲۰۰۷، به این ماهیت از بانکداری توجه جدی شده است. برخی تحقیقات موضوع تغییر ماهیت آن را پیشنهاد کرده‌اند. به‌عنوان نمونه بنس و کامهوف (۲۰۱۲) نشان می‌دهند که طرح فیشر (۱۹۳۶) مبنی بر سیاست ذخیره ۱۰۰ درصدی سپرده‌ها و حذف خلق پول بانکی، منجر به کنترل بیشتر نوسانات چرخه‌های تجاری، از بین رفتن هجوم بانکی و کاهش چشمگیر بدهی‌های عمومی و خصوصی می‌شود. از سوی دیگر در مراکز سیاست‌گذاری، سال‌هاست که سیاست پولی از کنترل مستقیم کل‌های پولی به سمت هدف‌گذاری تورم و نرخ بهره بازار بین بانکی تغییر کرده است و در سال‌های اخیر نیز با درک رفتار موافق سیکلی بانک‌ها سیاست‌های احتیاطی کلان در بازل ۳ مدنظر قرار گرفته است. موضوعاتی که در مراکز سیاست‌گذاری ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است. نظارت بیشتر بر رفتار بانک‌ها و اصلاح نظام حسابداری و حسابرسی نیز یکی از الزامات جلوگیری از استمهال صوری مطالبات غیرجاری می‌باشد. در این راستا اجرای دقیق سیاست ذخیره‌گیری مطالبات غیرجاری با رویکرد کلان نیز ضروری به نظر می‌رسد، به‌طوری‌که بانک‌ها برخلاف رویکرد خرد، در شرایط رونق، ذخیره‌گیری بیشتری انجام می‌دهند و در شرایط رکود و افزایش نکول وام‌ها، این ذخایر را آزاد می‌کنند. این موضوع موجب استحکام بیشتر بانک‌ها می‌شود.

منابع

۱. بخشی‌دستجردی، رسول، طالب باغبانی، محمدرضا، مجاهدی‌موخر، محمدمهدی و احمدنیا، محمدصالح (۱۳۹۸). نگرش پویایی سیستم به اثر خلق پول بانکی بر تورم در اقتصاد ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۸۹، ۹۷-۱۳۵.

۲. بیات، ندا و جاوید بهرامی (۱۳۹۶). ارزیابی قواعد پولی تیلور و نرخ رشد حجم پول برای اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی تصادفی پویا. *پژوهشنامه بازرگانی*، ۸۳، ۱۰۲-۶۷

۳. پاشازانوس، پگاه، بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین و محمدی، تیمور (۱۳۹۹). نقش ادغام مالی بین‌المللی بر نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳۹، ۷-۴۴.

۴. پاک‌نیت، مرضیه، بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین و شاه‌حسینی، سمیه (۱۳۹۷). سرمایه‌گذاری بانک‌ها در بخش مسکن در اقتصاد نفتی ایران تحت رویکرد DSGE. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۲۹، ۲۷-۶۷.

۵. پروین، سهیلا، ابراهیمی، ایلناز و احمدیان، اعظم (۱۳۹۳). تحلیلی بر تأثیر شوک‌های ترازنامه‌ای نظام بانکی بر تولید و تورم در اقتصاد ایران (رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵۲، ۱۸۶-۱۴۹.

۶. جمشیدی، سعید (۱۳۹۱). حسابداری بانکی تهیه صورت‌های مالی. ویراست سوم. تهران: *پژوهشکده پولی و بانکی*.

۷. درودیان، حسین و دولت‌آبادی، سیدمهدی (۱۴۰۰). ناترازی پنهان در شبکه بانکی ایران (۱۳۹۶-۱۳۹۳): تحلیل چیستی و ریشه‌ها. تهران: *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*، شماره مسلسل: ۱۷۴۷۹.

۸. زمان زاده، حمید و بدری، احمد (۱۳۹۶). تحلیل آثار ناترازی ترازنامه نظام بانکی بر متغیرهای پولی و راهکارهای تعدیل این ناترازی. *پژوهش‌های پولی- بانکی*، ۳۴، ۶۵۶-۶۲۱.

۹. شریف‌زاده، محمدجواد (۱۳۹۴). معمای نرخ سود بانکی؛ کالبدشکافی بحران اعسار در برخی نهادهای مالی مجاز. *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*، تهران: شماره مسلسل: ۱۴۳۱۶.

۱۰. شکری، امیر، ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن (۱۳۹۸). زیان‌های پیش‌بینی نشده ناشی از تسهیلات بانک‌ها در قالب الگوی DSGE. پژوهش‌های پولی- بانکی، ۱۲(۴۰)، ۲۴۷-۲۹۸.

۱۱. عرفانی، علیرضا و مرادی، سمیرا (۱۳۹۳). رابطه پایداری شکاف تورم و سیاست پولی بانک مرکزی در برنامه‌های اول تا چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۸، ۱۳۳-۱۷۷.

۱۲. عزیزی، امیر، کمیجانی، اکبر و رحمانی، تیمور (۱۳۹۸). بررسی تأثیر تسهیلات غیرجاری بر خلق درون‌زای پول بانکی و شکنندگی نظام بانکی در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۹۱، ۴۳-۷۲.

۱۳. فرزین‌وش، اسدالله و رحمانی، تیمور (۱۳۷۹). درون‌زایی عرضه پول و تأثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۶، ۸۳-۱۱۱.

۱۴. فرنقی، الهام، افشاری، زهرا و توکلیان، حسین (۱۴۰۰). ارزیابی چسبندگی دستمزد در اقتصاد ایران با مقایسه مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۹(۲)، ۹۳-۱۳۳.

۱۵. مشیری، سعید، باقری پرمهر، شعله و موسوی‌نیک، سیدهادی (۱۳۹۰). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۵، ۶۹-۹۰.

۱۶. محمدی، تیمور، شاکری، عباس، امامی کلائی، معصومه و یدالله‌زاده طبری، ناصرعلی (۱۳۹۸). اثر تکانه‌های صادرات نفت و تعامل آن با قدرت انحصاری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافت DSGE. *تحقیقات اقتصادی*، ۱۲۷، ۳۹۵-۴۱۸.

۱۷. مجاهدی مؤخر، محمدمهدی، دلالی اصفهانی، رحیم، صمدی، سعید و بخشی‌دستجردی، رسول (۱۳۹۰). مدل‌سازی الگوی رفتار بین نسلی از عملکرد بانکداری ذخیره‌ی جزئی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۵، ۷۴-۴۷.

۱۸. محمودی‌نیا، داوود، حسینی کندلجی، میرهادی و برهانی، لیلا (۱۴۰۰). تبیین مفهوم خلق پول از هیچ در نظام بانکداری متعارف و حرکت به‌سمت بانکداری اصل ذخیره کامل: کاربردی از مدل سازگار جریان ـ سهام. *مطالعات اقتصاد اسلامی*، ۱۳(۲)، ۳۳-۸۰.

۱۹. مهدوی مزده، ابوالقاسم، دادجوی توکلی، عباس و عسکری، آرین (۱۳۹۷). عوامل نامولد خلق سپرده‌های بانکی در اقتصاد ایران. تهران: بیست و هشتمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی.

۲۰. واعظ برزانی، محمد و ابراهیمی، بهنام (۱۳۹۳). تحلیل نظری تأثیر خلق اعتبار بر بحران مالی. *معرفت اقتصاد اسلامی*، ۱۰، ۲۷-۵۰.

21. Acharya, V. V., Crosignani, M., Eisert, T., & Eufinger, C. (2020). Zombie credit and (dis-) inflation: evidence from Europe (No. w27158). National Bureau of Economic Research.
22. Anderson, G., Riley, R., & Young, G. (2019). Distressed banks, distorted decisions?. National Institute of Economic and Social Research.
23. Ascari, G., & Rossi, L. (2012). Trend inflation and firms price-setting: Rotemberg versus Calvo. *The Economic Journal*, 122(563), 1115-1141.
24. Aschheim, J. (1959). Commercial banks and financial intermediaries: fallacies and policy implications. *Journal of Political Economy*, 67(1), 59-71.
25. Banerjee, R., & Hofmann, B. (2018). The rise of zombie firms: causes and consequences. BIS Quarterly Review Spetember.
26. Barbaro, B., & Tirelli, P. (2021). Forbearance vs foreclosure in a general equilibrium model.European Central Bank Working Paper, NO, 2531.
27. Benes, M. J., & Kumhof, M. M. (2012). The Chicago plan revisited. IMF Working Paper.
28. Benes, M. J., Kumhof, M. M., & Laxton, M. D. (2014). Financial crises in DSGE models: Selected applications of mapmod. International Monetary Fund.
29. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9(4), 27-48.

30. Blattner, L., Farinha, L., & Rebelo, F. (2019). When losses turn into loans: The cost of undercapitalized banks, ECB Working Paper Series, No 2228.
31. Caballero, R. J., Hoshi, T., & Kashyap, A. K. (2008). Zombie lending and depressed restructuring in Japan. *American economic review*, 98(5), 1943-77.
32. Cannan, E. (1921). The meaning of bank deposits. *Economica*, (1), 28-36.
33. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, 113(1), 1-45.
34. Corugedo, E. F., McMahon, M. F., Millard, S., & Rachel, L. (2011). Understanding the macroeconomic effects of working capital in the United Kingdom. Bank of England Working Paper, No . 422.
35. Diamond, D. W., & Dybvig, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of political economy*, 91(3), 401-419.
36. Disyatat, P. (2011). The bank lending channel revisited. *Journal of money*, Credit and Banking, 43(4), 711-734.
37. Eden, M. (2012). The Wasteful'Money Creation'Aspect of Financial Intermediation. The World Bank .Available at SSRN 2023514.
38. European Central Bank (2011). Monthly Bulletin. October, Frankfurt.
39. Fama, E. (1980), "Banking in the Theory of Finance", *Journal of Monetary Economics*, 6(1), 39-57.
40. Faure, S., & Gersbach, H. (2017). "Loanable Funds versus Money Creation in Banking: A Benchmark Result", CFS Working Paper Series, No. 587.
41. Forlati, C., & Lambertini, L. (2014). Mortgage amortization and welfare. Ecole Polytechnique Federale de Lausanne Working Paper.
42. Freixas, X., & Rochet, J.-C. (2008). Microeconomics of banking (2nd ed.). Cambridge, MA: The MIT Press.
43. Gertler, M., & Kiyotaki, N. (2011). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. In Handbook of monetary economics Elsevier, 3, 547-599.
44. Gurley, J. G., & Shaw, E. S. (1955). Financial aspects of economic development. The American economic review, 45(4), 515-538.
45. Homar T., Kick H., & Salleo, C. (2015). What Drives Foreabrance: Evidence from the ECB Comprehensive Assessment. European Central Bank. IMF. (2015). 2015 Article IV Consultation. Washington D.C.: International Monetary Fund.
46. Hristova, N., & Hulsewiga, O. (2017). Unexpected loan losses and bank capital in an estimated DSGE model of the euro area. Banking in Macroeconomic Theory and Policy, 54(1), 149-424.

47. Ireland, P. (2007). Changes in the federal reserves in‡ation target: Causes and consequences. Journal of Money, Credit and Banking 39, 18511882.
48. Jakab, Z., & Kumhof, M. (2015). Banks are not intermediaries of loanable funds–and why this matters. Bank of England Working Paper No. 529.
49. Karmelavicius, J., & Ramanauskas, T. (2019). Bank credit and money creation in a DSGE model of a small open economy (No. 52). Bank of Lithuania.
50. Keister, T., & McAndrews, J. (2009). Why Are Banks Holding So Many Excess Reserves? Federal Reserve Bank of New York, Staff Report No. 380.
51. Keynes, J. M. (1930). Treatise on money (2 Vols). London: Macmillan.
52. Mankiw, G. (2011). Essentials of Economics. Mason: South- Western Cengage Learning.
53. Marshall, A. (1888). Report by the Gold and Silver Commission of 1887, command 5512xxx.
54. Mazzucato, M., & Wray, L. R. (2015). Financing the capital development of the economy: a Keynes-Schumpeter-Minsky synthesis. Levy Economics Institute of Bard College Working Paper, (837).
55. McLeay, M., Radia, A., & Thomas, R. (2014). Money creation in the modern economy. Bank of England Quarterly Bulletin, 54(1), 4-13.
56. Mishkin, F., Matthews, K., & Giuliodori., M. (2013). The Economics of Money, Banking & Financial Markets - European ed. London: Pearson Education Limited.
57. Peek, J., & Rosengren, E. S. (2005). Unnatural selection: Perverse incentives and the misallocation of credit in Japan. American Economic Review, 95(4), 1144-1166.
58. Phillips, C. A. (1920). Bank Credit. Macmillan.
59. Ryan-Collins, J., Greenham, T., Werner, R., & Jackson, A. (2012). Where does money come from? A guide to the UK monetary and banking system. The New Economics Foundation.
60. Samuelson, P. (1948). Economics, McGraw-Hill.
61. Schivardi, F., Sette, E., & Tabellini, G. (2020). Identifying the real effects of zombie lending. The Review of Corporate Finance Studies, 9(3), 569-592.
62. Schumpeter, J.A. (1934). The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle, New Brunswick (U.S.A) and London (U.K.): Transaction Publishers.
63. Sekine, T., Kobayashi, K., & Saita, Y. (2003). Forebearance Lending: The Case of Japanese Firms, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 21(2), 69-92.

64. Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European economic association*, *1*(5), 1123-1175.
65. Solomon, E. (1959). Financial institutions in the savings–investment process. In Conference on Savings and Residential Financing (pp. 10-55). US Savings and Loan League Chicago.
66. Stiglitz, J. (1997). Economics, (2nd ed.), W. W. Norton, New York.
67. Storz, M., Koetter, M., Setzer, R., & Westphal, A. (2017). Do we want these two to tango? On zombie firms and stressed banks in Europe.ECB Working Paper Series, NO 2104.
68. Suarez, J., & Sánchez Serrano, A. (2018). Approaching non-performing loans from a macroprudential angle. ESRB: Advisory Scientific Committee Reports, (2019/87).
69. Townsend, R. (1979). Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. *Journal of Economic Theory*, 21(2), 265–293.
70. Tracey, B. (2019). The real effects of zombie lending in Europe. Bank of England Working Paper, No,783.
71. Walter, John. (1991). Loan Loss Reserves, Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review*, 77, 20-30.
72. Werner, R. (2014). Can banks individually create money out of nothing – The Theories and the Empirical Evidence, International Review of Financial Analysis, 36, 1-19.
73. Wicksell, K. (1906). Lectures on Political Economy, Volume Two: Money. Lionel Robbins, ed., London: Routledge and Sons, Ltd.
74. Woodford, M. (2003). Interest and Prices, Princeton, Princeton University.

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
انتشارات دانشگاه تهران
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

تأثیر جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران

ساجده پورتقی راستگو مقدم[۱]، علی جدیدزاده[۲] ✉

۱. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران، sajedeh.pourtaghi@ut.ac.ir
۲. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران، jadidzadeh@ut.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۱/۱۰/۱۰
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۱/۳۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۵
تاریخ انتشار : ۱۴۰۱/۱۲/۲۵

کلیدواژه‌ها:
جنسیت، سهمیه تحصیلی، عملکرد تحصیلی، محل زندگی

طبقه‌بندی JEL :
I21؛ I23؛ I24

چکیده

این مقاله به بررسی تأثیر سه عامل جنسیت، سهمیه و وضعیت محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان اقتصاد دانشگاه تهران می‌پردازد. این تحقیق شامل ۲۲۰ نفر از دانشجویان کارشناسی و ۱۹۴ نفر از دانشجویان کارشناسی ارشد دانشگاه تهران می‌باشد. دانشجویان بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ در دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران ثبت نام کرده‌اند. عملکرد دانشجویان با معیار نمرات، معدل و نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده و با استفاده از مدل حداقل مربعات تجمیعی، مورد ارزیابی قرار می گیرد. نتایج در مقطع کارشناسی، معیار نمرات، معدل و نیز نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده عملکرد تحصیلی بهتر دانشجویان زن نسبت به مرد را نشان می دهد. دانشجویان بومی نسبت به غیربومی‌ها عملکرد تحصیلی بهتری را داشته‌اند. دانشجویان سهمیه منطقه ۲ از دانشجویان سهمیه منطقه ۱، ۳ و نیز ایثارگران به‌صورت معنی‌داری بهتر عمل می کنند. در مقطع کارشناسی‌ارشد که دو معیار نمره و معدل مورد ارزیابی قرار می گیرد، تفاوت معنی داری از نظر جنسیت در هیچ یک از دو معیار دیده نمی شود. دانشجویان بومی در معیار نمرات به‌صورت معنی‌داری از غیر بومی‌ها بهتر عمل می کنند، اما در معیار معدل تفاوت معنی‌داری یافت نمی‌شود. همچنین در هر دو معیار، دانشجویان سهمیه‌ی ایثارگران عملکرد ضعیف‌تری از دانشجویان سهمیه آزاد نشان می‌دهند. دانشجویان سهمیه‌ی استعداد درخشان نیز در هیچ یک از دو معیار تفاوت معنی‌داری با دانشجویان سهمیه آزاد ندارند.

پورتقی راستگو مقدم، ساجده و جدیدزاده، علی (۱۴۰۱) تأثیر جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان: مطالعه موردی دانشجویان اقتصاد، دانشگاه تهران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۶۲۹-۶۵۶.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.91546

۱- مقدمه

توسعه اقتصادی و اجتماعی در هر کشور به‌طور مستقیم به عملکرد تحصیلی دانشجویان آن کشور بستگی دارد و پرورش دانشجویان موفق، یکی از مهم‌ترین اهداف هر نظام آموزشی می‌باشد (نورهیدایا و همکاران[1]، ۲۰۰۹). کشورها همواره توجه خاصی به پدیده تحصیل دارند و سیاست‌های مرتبط با آن را برای برقراری جهانی پایدارتر برای نسل‌های بعد توسعه می‌دهند (کوکاک و همکاران[2] ۲۰۲۱)، بنابراین، بررسی عملکرد تحصیلی دانشجویان و عوامل تأثیرگذار برآن در این راستا اهمیت ویژه‌ای دارد. عملکرد تحصیلی عبارت است از گذراندن سال‌های تحصیل در مقاطع مختلف یا تمامی فعالیت‌ها و تلاش‌هایی که یک فرد در جهت کسب علم و دانش انجام می‌دهد. چگونگی این عملکرد بر ابعاد مختلف زندگی فرد ازجمله رضایت از خود، جایگاه اجتماعی و مسیر کاری او تأثیرگذار می‌باشد. عوامل مختلفی به‌صورت مثبت و منفی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان تأثیر می‌گذارند. این عوامل در دسته‌های فردی، اجتماعی-اقتصادی، روحی-روانی و محیطی گنجانده می‌شوند (سینگ و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

شناسایی عوامل مؤثر بر عملکرد تحصیلی و بررسی آن‌ها، همراه با تغییر در سیاست‌ها و رویکردهای آموزشی، می‌توانند تأثیر مثبتی بر بهبود فرایند آموزش و یادگیری داشته باشند. از سوی دیگر از طریق بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد تحصیلی می‌توان کارایی درونی نظام آموزشی را نیز در ابعاد وسیع‌تر مورد سنجش قرار داد. برای بررسی این عوامل در اقتصاد آموزش در بسیاری از موارد تابع تولید آموزش[4] تعریف می‌شود و در آن عملکرد تحصیلی دانشجویان با عوامل مختلف ارتباط پیدا می‌کند (هانوشک[5]، ۲۰۲۰). در مطالعاتی که در حوزه تأثیر عوامل مؤثر بر عملکرد تحصیلی انجام شده موضوعات مختلفی نظیر تأثیر حضور در کلاس، هم جنس بودن استاد با دانش‌آموز، اندازه کلاس، هوش و عوامل روان‌شناختی پرداخته شده است. عواملی که در این مطالعه به آن‌ها پرداخته می‌شود، شامل جنسیت، سهمیه تحصیلی و وضعیت محل زندگی دانشجویان اقتصاد دانشگاه تهران می‌باشد.

در این پژوهش عوامل موردنظر بر روی تمامی دروس ثبت نامی دانشجویان، برای چند سال بررسی می‌شود. در ایران کمتر پژوهشی در پیشینه تحقیق به بررسی عوامل مؤثر بر عملکرد

1. Norhidayah et al.
2. Kocak et al.
3. Singh et al.
4. Educational Production Function
5. Hanushek

تحصیلی دانشجویان تحصیلات تکمیلی شامل دانشجویان کارشناسی ارشد پرداخته است. در این مطالعه تلاش شده است هم‌زمان دانشجویان دو مقطع کارشناسی و کارشناسی‌ارشد ازنظر عملکرد تحصیلی بررسی شوند. بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر عملکرد تحصیلی در ایران بسیار محدود صورت گرفته و در هیچ یک تأثیر جنسیت، سهمیه تحصیلی و محل زندگی بر روی دانشجویان رشته اقتصاد را مشاهده نشده است. آن چه به‌عنوان معیار برای بررسی عملکرد تحصیلی دانشجویان در نظر گرفته شده است نمرات آن‌ها در طول ترم‌های تحصیلی، معدل دانشجویان و نیز نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده در هر ترم می‌باشد. پژوهش تجربی ما شامل چند قسمت کلیدی است. ابتدا تأثیر سه عامل جنسیت، سهمیه و محل زندگی را بر تمام نمرات دانشجویان در هر یک از مقاطع تحصیلی کارشناسی و ارشد بررسی می‌شود. پس از آن معیار معدل و در نهایت آخرین معیار، یعنی نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده بررسی و در مقطع تحصیلی مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

این مقاله در بخش‌های زیر نگاشته شده است. بخش ۲، به پیشینه پژوهشی و مبانی نظری آن می‌پردازد. بخش ۳، داده‌های استفاده شده را در این پژوهش با ارائه نمودار توضیح می‌دهد. بخش ۴، به تصریح مدل کاربردی و توضیح نتایج آن می‌پردازد و بخش آخر به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- پیشینه پژوهش و مبانی نظری

مطالعات بسیاری در مورد تأثیر عوامل مؤثر بر عملکرد تحصیلی دانشجویان و دانش آموزان در مقاطع مختلف انجام شده است. این مطالعات عوامل متفاوتی را مورد بحث و بررسی قرار داده‌اند. برای مثال آندریتی[1](۲۰۱۴)، تأثیر حضور در کلاس بر عملکرد تحصیلی دانشجویان را مورد بررسی قرار می‌دهد. آندریتی و ولاسکو[2] (۲۰۱۵)، تأثیر زمان مطالعه و حضور در کلاس را بر عملکرد تحصیلی مورد مطالعه قرار می‌دهند. در مطالعه دمیرکان و دمیرباش[3] (۲۰۱۰)، که روی دانشجویان معماری صورت می‌گیرد، تأثیر عامل جنسیت بر عملکرد تحصیلی، مستقل از سبک یادگیری می‌باشد.

1. Andrietti
2. Andrietti & Velasco
3. Demirkan & Demirbash

در میان عوامل موجود، جنسیت به‌عنوان عاملی که نقش‌های هر جنس را در فرهنگ هرجامعه مشخص می‌کند، سهمیه تحصیلی به‌عنوان یکی از ارکان ورود دانشجویان به دانشگاه‌ها و نیز عامل محل زندگی اهمیت بیشتری دارند که در ادامه به هر یک از آن‌ها پرداخته می‌شود.

۲-۱- جنسیت

زمانی که صحبت از جنس[1] و جنسیت[2] می‌شود در بسیاری از مواقع این دو واژه به‌جای یکدیگر به کار می‌روند، درحالی‌که مفهوم جنس مربوط به آرایش بیولوژیکی بدن است و شامل اندام‌های جنسی و تولیدمثلی فرد می‌شود که ظاهر زنانه و مردانه را ایجاد می‌کند. تفاوت بیولوژیکی، نقش اصلی را در تفاوت جنس‌ها بازی می‌کند که نشات گرفته از هورمون‌ها، کروموزوم‌ها و اندام‌های داخلی و خارجی جنسی می‌باشد، درحالی‌که جنسیت نقش‌های اجتماعی و رفتارهایی است که فرهنگ و جامعه برای هر یک از جنس‌ها قائل می‌شود. این نقش‌ها دامنه انتظارات رفتاری از هر جنس را مشخص می‌کند. لازم است توجه شود که جنس افراد در هر فرهنگ و جامعه ثابت است اما جنسیت تعیین‌کننده نقش افراد می‌باشد. هر چه توزیع موقعیت‌های مختلف در جامعه عادلانه‌تر باشد، رشد اقتصادی و بهره‌وری نیز افزایش پیدا می‌کند. مقایسه صورت گرفته در کشورهای خاص آسیایی نشان‌دهنده آن است که تحصیلات زنان بر رشد اقتصادی بلندمدت تأثیرگذار است و سبب افزایش آن می‌شود (ازتونک و همکاران[3]، ۲۰۱۵).

تأثیر تفاوت جنسیتی بر عملکرد تحصیلی موضوع بحث بسیاری از پژوهشگران و روانشناسان می‌باشد. تفاوت‌ها در ابعاد بیولوژیکی و نگرش‌ها در دو جنس، آموزش افراد در دوران کودکی و همچنین انتظارات و رفتار والدین به نوعی به شکاف جنسیتی در عملکرد تحصیلی کمک می‌کنند (فینگلد و مازلا[4]، ۱۹۹۸). مطالعاتی که به تأثیر جنسیت بر عملکرد تحصیلی پرداخته‌اند، با نتایج بسیار متفاوتی همراه هستند.

فراتحلیل جانسون و همکاران[5] (۲۰۱۴)، درباره تأثیر تفاوت جنسیتی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در درس اقتصاد است. در این فراتحلیل ۶۸ مطالعه که در ۱۳ ژورنال مختلف در طول ۳۰ سال چاپ شده است، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که در ۶۸/۴ ٪ از رگرسیون‌ها مردان نمره بهتری کسب می‌کنند، در ۳۰/۷٪ آن‌ها مردان بهتر یا برابر با زنان

1. Sex
2. Gender
3. Oztunc et al.
4. Fiengold & Mazzella
5. Johnsonet al.

هستند و ۹٪ از رگرسیون‌ها نیز با نتیجه نمره بالاتر برای زنان همراه است. بررسی این عامل از این جهت اهمیت دارد که عملکرد ضعیف‌تر زنان موجب می‌شود تعداد زنانی که وارد این رشته تحصیلی می‌شوند و در مقاطع بالاتر تحصیل می‌کنند، کاهش یابد (نوبل و ویلکی[1]، ۲۰۰۶). به دنبال کاهش تحصیل‌کرده‌های زن در این رشته تحصیلی، فعالان زن بازار کار در این رشته نیز کاهش می‌یابند و این نابرابری به ابعاد وسیع‌تری در جامعه انتقال پیدا می‌کند.

تأثیر عامل جنسیت حتی می‌تواند به‌صورت واسطه‌ای بروز کند، برای مثال در مطالعه بورگ و استراناهان[2] (۲۰۰۲) نشان داده می‌شود که تأثیر جنسیت و نژاد بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در درس اقتصاد کلان به‌صورت غیر مستقیم و از مجرای خلق و خو می‌باشد. در این مطالعه بیشتر عامل جنسیت از منظر عوامل شخصیتی مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نتیجه‌ی آن دانشجویان زن و سیاه‌پوستان عملکرد تحصیلی ضعیف‌تری از گروه مقابل خود نشان می‌دهند. در تعدادی دیگر از مطالعات همچون ویلیامز و همکاران[3] (۱۹۹۲)، تأثیر معنی داری از جنسیت بر عملکرد تحصیلی دانشجویان در رشته اقتصاد مشاهده نمی‌شود، در نتیجه این مطالعه، در بخش تحقیق کلاسی، پسران نمره بالاتری کسب می‌کنند و در نمره کل دختران عملکرد بهتری دارند. موضوع دیگری که به جنسیت و عملکرد تحصیلی دانشجویان رشته اقتصاد در مقالات پرداخته شده است، عملکرد تحصیلی دانشجویان ترم اول می‌باشد. ایوو و همکاران[4] (۲۰۱۴)، موفقیت دانشجویان سال اول رشته اقتصاد و اقتصادسنجی را بررسی می‌کنند. آن‌ها به نقش انگیزه، جنسیت و مهارت‌های ریاضی می‌پردازند و نشان می‌دهند که زنان انگیزه بیشتری برای درس خواندن دارند و در عین حال اعتماد به نفس آن‌ها درباره عملکرد تحصیلی‌شان کمتر از آقایان است. از آنجایی که عوامل فرهنگی و تفاوت‌های موجود در جوامع موجب می‌شود انتظارات از دو جنس زن و مرد به‌صورت متفاوتی شکل بگیرد، اهمیت دارد که بررسی این عامل روی دانشجویان کدام کشور و با چه فرهنگی انجام می‌شود.

در ایران مطالعات محدودی به تأثیر عامل جنسیت بر عملکرد تحصیلی پرداخته شده‌اند. برای مثال لواسانی و درانی (۱۳۸۳)، تأثیر ویژگی‌های فردی و خانوادگی را بر روی پیشرفت تحصیلی دانشجویان مامایی بررسی می‌کنند. نتیجه این مطالعه آن است که دختران پیشرفت

1. Nobel & Welki
2. Borg & Stranaham
3. Williams et al.
4. Ivo & Rowaan

تحصیلی بیشتری از پسران دارند. در مطالعه‌ی اسماعیل‌پور و همکاران[1] (۱۳۹۵)، که در آن افت تحصیلی دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی بررسی می‌شود، یافته‌ها حاکی از آن است که پسران افت تحصیلی بیشتری از دختران دارند. این نتیجه با نتیجه مطالعه‌ی تقریبی و همکاران (۱۳۹۰) هم سو می‌باشد.

۲-۲- سهمیه‌های تحصیلی

عامل دیگری که برای بررسی عملکرد تحصیلی مهم تلقی می‌شود سهمیه‌های تحصیلی می‌باشد. پذیرش دانشجو در دانشگاه‌های ایران با برگزاری کنکور انجام می‌شود. آزمون کنکور، آزمونی برای سطح‌بندی علمی داوطلبان در نظرگرفته می‌شود. پس از آن این داوطلبان از کانال سهمیه‌ها عبور می‌کنند و وارد دانشگاه‌ها می‌شوند. مطابق با آیین نامه اجرایی ماده (۷۰) قانون جامع خدمت رسانی به ایثارگران، دو گروه افراد مشمول سهمیه ایثارگران هستند. گروه اول همسر و فرزندان شاهد، جانبازان ۲۵٪ و بالاتر، آزادگان و همسر و فرزندان آزادگان و جانبازان ۲۵٪ و بالاتر می‌باشند. گروه دیگر جانبازان، آزادگان زیر ۲۵٪، همسران و فرزندان جانبازان و آزادگان هستند. این دو گروه از مزایای این سهمیه‌ها در آزمون سراسری و تحصیلات تکمیلی بهره‌مند خواهند شد.

درباره‌ی سهمیه‌ها انتقادات بسیاری مطرح می‌شود که بسیاری از داوطلبان و حتی برخی مسئولان آن را تبعیض و بی‌عدالتی آموزشی تعبیر می‌کنند و عده‌ای بر این عقیده‌اند که چنین گروه‌بندی‌هایی در گزینش علمی، تأثیر بدی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان دارد و ملاک باید صرفاً علمی‌باشد. در سال ۱۳۹۹، اقداماتی در راستای تغییر در سهمیه‌های مصوب کنکور سراسری ایجاد و در این رابطه لایحه‌ای در مجلس تدوین شده است. از آن جا که تأثیر سهمیه‌ها در سال‌های اخیر در اعلام نتایج کنکور سراسری مشکلاتی را ایجاد کرده و موجب اعتراضات بیشتری از سوی داوطلبان شده است، مسئولان برای اصلاح آن‌ها تصمیماتی اتخاذ کرده‌اند. لایحه ساماندهی سهمیه‌های ورود به مقاطع مختلف آموزش عالی و اصلاح قوانین مرتبط، با عنوان لایحه‌ی توزیع عادلانه فرصت‌ها و امکانات تحصیلی در آموزش عالی از سوی وزیر علوم، تحقیقات و فناوری و وزیر بهداشت، درمان و آموزش پزشکی به دولت ابلاغ شده است. در این لایحه، برخی از سهمیه‌های کنکور به‌طور کلی حذف و یا دچار تغییراتی می‌شوند. با اینکه این لایحه هنوز تصویب نشده است، اما دیده می‌شود که در آن سهمیه ایثارگران و مناطق همچنان

1. Esmaeilpour et al.

پا برجاست و تصمیمی برای حذف آن‌ها وجود ندارد، ازاین‌رو ضروری است که این موضوع مورد ارزیابی قرار گرفته و در این برهه حساس عملکرد تحصیلی دانشجویان سهمیه‌ای در رشته اقتصاد بررسی شود.

از میان مطالعاتی که تأثیر این عامل را بر عملکرد تحصیلی دانشجویان بررسی می‌کنند، یافته‌های بسیاری نشان می‌دهند که تأثیر سهمیه‌ها بر عملکرد تحصیلی دانشجویان مؤثر و منفی است. از این میان می‌توان به مطالعه فلاح‌زاده و رضایی (۱۳۸۴)، اشاره کرد که تأثیر عوامل مختلفی از جمله سهمیه دانشجویان بر نتایج عملکرد تحصیلی و موفقیت آنها در رشته پزشکی را بررسی می‌کند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که فراوانی ترم‌های مشروطی دانشجویان سهمیه‌های شاهد و رزمندگان به مراتب بیشتر از سایر سهمیه‌ها است. در مطالعه حجازی و همکاران (۱۳۸۱)، نقش نمرات آزمون سراسری و ضوابط گزینش بر موفقیت تحصیلی دانشجویان کشاورزی دانشگاه تهران بررسی می‌شود. در نتیجه‌ی این مطالعه، دانشجویان سهمیه‌ی مناطق و دانشجویان سهمیه‌ی نهادها تفاوت معنی‌داری در وضعیت تحصیلی دارند و سهمیه نهادها عملکرد تحصیلی ضعیف‌تری نشان می‌دهند. در بررسی موردی پنج دانشگاه دولتی در ایران توسط درتاج و موسی‌پور (۱۳۸۴)، دانشجویان سهمیه‌ای در مواردی از قبیل تعداد اخراجی و متوسط تعداد واحدهای مشروطی عملکرد ضعیف‌تری نسبت به دانشجویان سهمیه‌ی آزاد داشته‌اند. از سوی دیگر تعداد کمی از مطالعات همچون مطالعه اسماعیل‌پور و همکاران (۱۳۹۵)، که بر روی دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی دانشگاه گیلان انجام شده است، بین نوع سهمیه قبولی دانشجویان و افت تحصیلی آن‌ها اختلاف معنی‌داری ملاحظه نمی‌شود.

۲-۳- وضعیت محل زندگی

محل سکونت دانشجویان نیز به‌عنوان یک عامل محیطی می‌تواند نقش مهمی در یادگیری و عملکرد تحصیلی آن‌ها داشته باشد. در این مطالعه دانشجویان از نظر وضعیت محل زندگی به دو دسته بومی و غیر بومی تقسیم می‌شوند. دانشجوی بومی درصدی از پذیرش بر اساس بومی پذیری دانشجویان است، ملاک آن است که اگر داوطلبی در یک استان مدرک تحصیلی سه سال آخر دوره متوسطه (دبیرستان یا هنرستان) در دوره نظام قدیم و یا مدرک پیش دانشگاهی و دو سال قبل یعنی سوم و دوم دبیرستان در دوره نظام جدید را اخذ کرده باشد، بومی آن استان شناخته می‌شود.

دانشجویان غیربومی در سال‌های جوانی خود از خانواده دور می‌شوند و مسئولیت‌های زندگی خود را بر عهده می‌گیرندبا تغییر محیط زندگی و ورود غالب آن‌ها به خوابگاه‌ها، تغییر بزرگ‌تری در شرایط زندگی آن‌ها نسبت به دانشجویان بومی که در کنار خانواده‌هایشان زندگی

می‌کنند، ایجاد می‌شود. از سویی این دوری از محیط خانواده می‌تواند به دلایلی چون وابستگی‌های عاطفی بر اوضاع روحی و در نهایت بر عملکرد تحصیلی آن‌ها تأثیرگذار باشد. در مطالعه مظاهری و همکاران (۱۳۸۹)، پیشرفت، موفقیت تحصیلی و سازگاری رفتاری و اجتماعی با محیط دانشگاه، وابسته به کمیت و کیفیت رابطه دانشجو با خانواده‌اش می‌باشد. از سوی دیگر نتیجه مطالعه حضرتی (۱۳۸۹) مخالف آن است و میزان انگیزه پیشرفت تحصیلی دانشجویان غیربومی بر اساس دیدار آن‌ها با خانواده‌هایشان در طول یک ترم تحصیلی معنی‌دار به دست نمی‌آید. در مطالعه حجازی و همکاران (۱۳۸۲)، دانشجویان بومی از موفقیت تحصیلی بیشتری نسبت به غیربومی‌ها برخوردار هستند. پژوهش زهرا تقریبی و همکاران (۱۳۹۰) نیز که بر روی دانشجویان مامایی انجام گرفته نشان‌دهنده عملکرد بهتر دانشجویان بومی است. در مقابل در مطالعه بختیارپور (۱۳۸۸)، دانشجویان بومی و غیربومی دانشگاه اهواز تفاوت معنی داری در معدل ندارند.

یکی دیگر از مسائلی که بر رفاه دانشجویان غیربومی اثرگذار است، حضور دانشجویان غیربومی در خوابگاه‌ها می‌باشد. خوابگاه جایی است که دانشجو نیازهای اساسی زندگی‌اش را در آن جا بر طرف می‌کند. از میان مطالعات درباره تأثیر زندگی خوابگاهی می‌توان به مطالعه محمدی و همکاران (۲۰۱۰)، اشاره کرد. آن‌ها با روش تحلیل واریانس به تأثیر واسطه‌ای زندگی خوابگاهی و جنسیت بر عملکرد تحصیلی دانشجویان علوم و مهندسی دانشگاه شیراز می‌پردازند. نتیجه مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده‌ی آن است که دختران ساکن خوابگاه‌های نزدیک دانشگاه از سایر گروه‌ها شامل دختران و پسرانی که در منزل شخصی سکونت دارند و همچنین پسران خوابگاهی معدل بالاتری کسب می‌کنند. هانترس و برنت[1] (۱۹۷۰) نیز با بررسی تأثیر محل زندگی دانشجویان نشان می‌دهند که دانشجویانی که در خوابگاه‌های نزدیک به دانشگاه ساکن هستند، معدل بهتری از دانشجویانی که در منزل شخصی سکونت دارند کسب می‌کنند.

۳- داده‌های پژوهش

داده‌هایی که در این مطالعه از آن‌ها استفاده می‌شود مربوط به دانشجویان کارشناسی و کارشناسی ارشد دانشگاه تهران، یک دانشگاه بزرگ دولتی در شهر تهران، است. این اطلاعات از آموزش دانشکده اقتصاد این دانشگاه به‌دست آمده است. لازم به یادآوری است که به‌دلیل وجود اطلاعات شخصی دانشجویان در هر دو سری از داده‌ها، دانشجویان با شناسه منحصر به فرد

1. Hountras & Brandt

متمایز شده‌اند تا به‌وسیله نام خود شناسایی نشوند و حریم شخصی آن‌ها حفظ شود. به‌طور کلی داده‌های دریافت شده به دو دسته طبقه‌بندی می‌شوند. سری اول شامل اطلاعات کلی همه دانشجویان مثل جنسیت، نوع سهمیه، وضعیت بومی یا غیر بومی، شهر و استان محل زندگی، وضعیت تأهل و سایر اطلاعات شخصی می‌باشد. سری دوم داده‌ها، اطلاعات مربوط به درس‌ها و نمرات دروس دانشجویان در هر ترم به همراه نوع درس، گروه آموزشی، نام استاد و بقیه اطلاعات مربوط به آن است. نمونه مورد مطالعه شامل تعداد ۲۲۰ نفر از دانشجویان کارشناسی و ۱۹۴ نفر از دانشجوی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد است. داده‌های مربوط به دانشجویان کارشناسی از ترم اول سال ۱۳۹۴ تا ترم اول سال ۱۳۹۸ و دانشجویان کارشناسی ارشد از ترم اول سال ۱۳۹۵ تا ترم اول سال ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار می‌گیرد. دلیل استفاده از داده‌های مربوط به این زمان این است که در ترم دوم سال ۱۳۹۸ بیماری کرونا شیوع پیدا کرده و دانشجویان به شهر محل زندگی خود بازگشته‌اند، ازاین‌رو بررسی متغیر بومی و غیر بومی بودن دانشجویان امکان پذیر نیست. داده‌های مربوط به نمرات دانشجویان از نوع پانل نامتوازن و دارای سه بعد دانشجو، ترم تحصیلی و نمره درس می‌باشد. داده‌های معدل دانشجویان با استفاده از داده‌های نمرات استخراج شده که پانل نامتوازن و دارای سه بعد دانشجو، ترم تحصیلی و معدل است.

۳-۱- متغیرهای جمعیت‌شناختی

همان‌طورکه در جدول (۱) مشاهده می‌شود، در هر دو مقطع تحصیلی سهم دانشجویان مرد از زن بیشتر است. از نظر وضعیت تأهل، به‌طور کلی تعداد بیشتری از دانشجویان مجرد و تعداد کمی از آن‌ها متاهل هستند. همان‌طورکه در جدول (۱) مشاهده می‌شود، در بین دانشجویان مقطع کارشناسی ۴ دانشجو متاهل هستند. ازاین‌رو امکان در نظر گرفتن تفاوت گروه‌ها در این عامل تنها برای دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد که تعداد بیشتری از جمعیت کل را شامل می‌شوند، انجام می‌گیرد. همچنین از نظر وضعیت محل زندگی که دانشجویان به دو دسته بومی و غیر بومی تقسیم می‌شوند، سهم دانشجویان بومی از غیر بومی‌ها در هر دو مقطع بیشتر است. سومین متغیر توضیحی اصلی یعنی سهمیه‌ها دسته‌بندی متفاوتی در هر مقطع دارند. در مقطع کارشناسی دانشجویان به سهمیه مناطق و ایثارگران تقسیم می‌شوند. در گروه مناطق، سه منطقه‌ی ۱، ۲ و ۳ وجود دارد. ترتیب مناطق از منطقه ۱ به سمت ۳ نشان‌دهنده کمتر شدن امکانات آموزشی برای دانشجویان در شهر محل تحصیل در سه سال آخر دبیرستان است. همچنین دانشجویان معلول نیز در زیرگروه دانشجویان منطقه ۳ گنجانده می‌شوند. البته در داده‌های ما اطلاعات کاملی از تعداد دانشجویان معلول وجود ندارد.

سهمیه ایثارگران نیز شامل همه انواع سهمیه‌ها از سهمیه ۵٪ تا سهمیه ۷۵٪ می‌باشد. همان‌طورکه در جدول (۱) مشاهده شود بیشترین تعداد دانشجو مربوط به سهمیه منطقه ۱ است. بعد از آن سهمیه ایثارگران، منطقه ۲ و کمترین تعداد مربوط به سهمیه منطقه ۳ می‌باشد. دانشجویان کارشناسی ارشد از نظر نوع سهمیه به سه دسته سهمیه آزاد، سهمیه ایثارگران و استعدادهای درخشان تقسیم می‌شوند. دانشجویان استعداد درخشان دانشجویانی هستند که به‌طور مستقیم از مقطع قبلی، یعنی کارشناسی به‌واسطه معدل بالاتر وارد مقطع کارشناسی ارشد می‌شوند. در کارشناسی ارشد بیشترین تعداد مختص به دانشجویان سهمیه آزاد است و پس از آن دانشجویان سهمیه‌ی استعداد درخشان و ایثارگران قرار می‌گیرند.

جدول ۱. خلاصه آماری متغیرهای جمعیت‌شناختی

	دانشجویان کارشناسی ارشد			دانشجویان کارشناسی		
متغیرهای اصلی	**تعداد**	**میانگین نمرات**		**تعداد**	**میانگین نمرات**	
کل گروه	۱۹۴	۱۶/۷۵	(۲/۷۵)	۲۲۰	۱۵/۲۹	(۳/۹۰)
جنسیت						
زن	۷۹	۱۷/۰۷	(۲/۷۷)	۹۱	۱۵/۵۰	(۳/۶۵۷)
مرد	۱۱۴	۱۶/۵۴	(۲/۷۲)	۱۲۸	۱۵/۱۴	(۴/۰۸۴)
وضعیت تأهل						
متاهل	۲۲	۱۶/۳۸	(۲/۷۵)	۴	۱۳/۸۸	(۴/۴۳۸)
مجرد	۱۷۱	۱۶/۸۰	(۲/۷۵)	۲۱۶	۱۵/۳۲	(۳/۸۹۲)
وضعیت محل زندگی						
بومی	۱۱۵	۱۶/۸۶	(۲/۸۰)	۱۲۱	۱۵/۴۴	(۳/۷۹۲)
غیر بومی	۷۸	۱۶/۶۰	(۲/۶۸)	۹۸	۱۵/۰۶	(۴/۰۷۲)
سهمیه‌های تحصیلی						
سهمیه آزاد	۱۵۵	۱۶/۸۳	(۲/۶۱)	-	–	–
سهمیه منطقه ۱	–	–	–	۸۳	۱۵/۵۰	(۳/۹۷۸)
سهمیه منطقه ۲	–	–	–	۵۳	۱۵/۷۶	(۳/۵۱۲)
سهمیه منطقه ۳	–	–	–	۲۸	۱۴/۴۵	(۴/۲۷۴)
سهمیه ایثارگران	۱۵	۱۵/۱۵	(۳/۴۸)	۵۵	۱۴/۹۶	(۳/۸۴۷)
سهمیه استعداد درخشان	۲۳	۱۷/۶۱	(۲/۵۱)	-	–	–

توجه: اعداد داخل پرانتز خطای معیار نمرات است.

۳-۲- متغیرهای تحصیلی

در جدول (۲) عوامل دیگر تأثیرگذار بر عملکرد تحصیلی دانشجویان مشاهده می‌شود. اولین عامل، گروه‌های آموزشی می‌باشد. کنترل گروه آموزشی ازاین‌رو ضروری است که دانشجویان در هر یک از این گروه‌ها چارت درسی خاصی دارند که لازم است آن‌ها را بگذرانند. در دوره کارشناسی تمام دانشجویان گرایش اقتصاد نظری هستند، ازاین‌رو کنترل این عامل برای این مقطع امکان پذیر نیست، اما دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد در سه گروه آموزشی نظری، کاربردی و اسلامی-اجتماعی-نهادی گنجانده می‌شوند.

دوره تحصیلی عامل دیگری است که احتمال می‌رود تأثیرگذار باشد. تفکیک دوره‌ها به روزانه و شبانه تنها مربوط به مقطع کارشناسی ارشد است و تمام دانشجویان کارشناسی مورد بررسی ما در دوره‌ی روزانه تحصیل می‌کنند. کنترل متغیر دوره‌ی تحصیلی در کنار عوامل اصلی از این جهت اهمیت دارد که دانشجویان شبانه برخلاف دانشجویان روزانه موظف به پرداخت شهریه هستند و همچنین مثل دانشجویان روزانه امکانات رفاهی همچون خوابگاه به آن‌ها تعلق نمی‌گیرد. در ضمن دانشجویان شبانه به‌طور معمول رتبه‌های پایین‌تری کسب می‌کنند.

نوع دروس نیز عامل دیگری است که البته انواع آن در هر یک از مقاطع تفاوت دارد. نوع دروس در مقطع کارشناسی به‌صورت اصلی، اختیاری، عمومی و پیش‌دانشگاهی است. دروس پیش دانشگاهی، دروسی هستند که دانشجویان لازم است آن‌ها را به‌صورت پیش نیاز زمانی که وارد رشته اقتصاد می‌شوند، بگذرانند. تعداد دروس اصلی در این مقطع بیشتر از بقیه انواع است و بعد از آن دروس عمومی، تخصصی، اختیاری و پیش‌دانشگاهی به ترتیب تعداد بیشتری را به خود اختصاص می‌دهند. یادگیری هر یک از انواع دروس براساس اینکه در کدام گروه قرار بگیرند می‌تواند بر اساس مفاهیم سخت‌تر یا آسان‌تر باشد. از سویی اهمیت کسب نمره بالاتر و در نتیجه تلاش بیشتر در هر یک از انواع مختلف دروس برای دانشجویان متفاوت است که در مجموع می‌تواند بر عملکرد تحصیلی دانشجو تأثیرگذار باشد. در دوره کارشناسی ارشد انواع دروس به چهار دسته اصلی، اختیاری، جبرانی و تخصصی تقسیم می‌شود.

سن و استاد درس دو متغیر دیگری هستند که لازم است مورد کنترل قرار بگیرند. هر یک از اساتید شیوه خاص خود را برای بیان و ارائه مطالب در کلاس دارند و در انتخاب منابع، نوع ارزیابی و میزان اهمیت به دانشجو متفاوت عمل می‌کنند و این موضوع می‌تواند بر نتیجه نهایی‌ای که دانشجو دریافت می‌کند تأثیرگذار باشد. از سوی دیگر سن نیز عاملی است که می‌تواند میزان یادگیری دانشجویان را تحت تأثیر قرار دهد و در سنین بالاتر انگیزه یادگیری دانشجویان کاهش پیدا کند و یا آنکه با بالاتر رفتن سن آگاهی آن‌ها بالاتر برود و تلاش بیشتری انجام دهند؛ بنابراین پرداختن به این عامل ضروری است.

اطلاعات مربوط به تعداد دانشجویانی که در کدام ترم تحصیلی ثبت نام کرده‌اند تحت عنوان ترم ورود و نیز ترم تحصیلی‌ای که نمره درس و یا معدل در آن ثبت شده است نیز موجود می‌باشد. ترم ورود دانشجو به این معنی است که دانشجو ورودی چه ترمی می‌باشد و در چه سالی وارد آن مقطع تحصیلی شده است. همان‌طورکه می‌دانیم دانشجویان هر ورودی دروس مشترکی را با هم می‌گذرانند و با هم رقابت بیشتری دارند و از سویی خروجی یک آزمون کنکور هستند. این موضوع از این جهت اهمیت دارد که هر ساله قوانین مربوط به سهمیه‌ها و یا پذیرش کنکور با یکدیگر تفاوت دارند. از این جهت لازم است ترم ورود دانشجویان کنترل شود. ترم تحصیلی به معنی آن است که معدل یا نمره به دست آمده از دانشجو در کدام ترم تحصیلی کسب شده است. هر ترم تحصیلی نشان‌دهنده‌ی بازه‌ی زمانی خاصی است که ترم‌های فرد و زوج را در خود جای می‌دهد. در هر ترم تحصیلی به‌طور خاص اتفاقاتی مثل تعطیلی‌ها، لغو شدن جلساتی از کلاس توسط اساتید و یا دانشجویان رخ می‌دهد. عوامل ذکر شده سایر متغیرهایی هستند که انتظار می‌رود در کنار متغیرهای اصلی نقش تأثیرگذاری داشته باشند. ازاین‌رو برای بالاتر بردن دقت مطالعه آن‌ها را لحاظ می‌کنیم.

جدول ۲. خلاصه آماری سایر متغیرهای تحصیلی

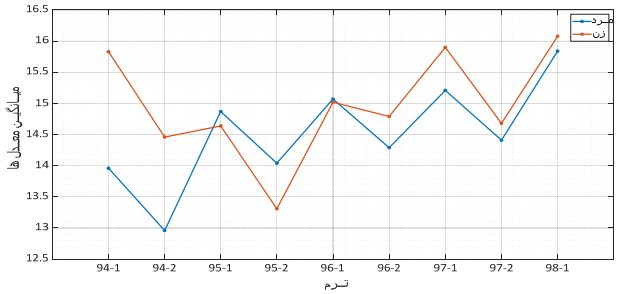
	دانشجویان کارشناسی ارشد		دانشجویان کارشناسی		
	تعداد	میانگین نمرات	تعداد	میانگین نمرات	
گروه‌های آموزشی					
گروه آموزشی نظری	۹۲	۱۷/۰۸ (۲/۷۲)	۲۲۰	–	–
گروه آموزشی کاربردی	۴۴	۱۷/۱۴ (۲/۴۲)	-	–	–
گروه آموزشی اسلامی	۵۷	۱۶/۰۲ (۲/۸۹)	-	–	–
دوره تحصیلی					
دوره شبانه	۷۹	۱۶/۴۵ (۲/۷۸)	-	–	–
دوره روزانه	۱۱۴	۱۶/۹۰ (۲/۷۲)	۲۲۰	–	–
انواع دروس					
عمومی	–	– _	۱۱۸۰	۱۶/۷۴	(۳/۳۳۳)
پیش دانشگاهی	–	– _	۵۰	۱۶/۶۹	(۳/۸۹۹)
اختیاری	۵۳۹	۱۷/۰۳ (۲/۶۰)	۲۷۸	۱۵/۴۲	(۳/۶۳۵)
اصلی	۱۰۵۴	۱۶/۶۷ (۲/۷۶)	۲۷۲۵	۱۴/۷۹	۳(/۹۹۷)
جبرانی	۱۸۶	۱۶/۶۶ (۳/۰۸)	-	–	–
تخصصی	۲۰۶	۱۶/۲۷ (۲/۱۶)	۳۷۱	۱۴/۱۴	(۳/۸۳۹)

توجه: اعداد داخل پرانتز خطای معیار نمرات است.

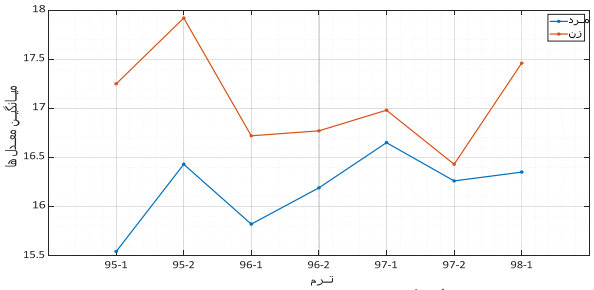
۳-۳- میانگین معدل دانشجویان به تفکیک عوامل جمعیت‌شناختی اصلی

برای آنکه دید بهتری از روند نمرات دروس دانشجویان برای سه عامل جنسیت، سهمیه و وضعیت محل زندگی حاصل شود، میانگین معدل همه آن‌ها در هر ترم تحصیلی محاسبه می‌شود. در این نمودارها وضعیت دانشجویان دو مقطع به‌صورت جداگانه آورده می‌شود. در هر مورد ابتدا به دانشجویان کارشناسی و سپس به کارشناسی ارشد و در بخش بعدی به بررسی معنی دار بودن یا نبودن گروه‌ها در هر عامل با آزمون تحلیل واریانس پرداخته می‌شود. اگر به روند میانگین نمرات دانشجویان کارشناسی در نمودار (الف-۱) دقت شود، در تفکیک دانشجویان به جنسیت زن و مرد متوجه می‌شویم که از ترم ۲-۹۶ به بعد روندی دیده می‌شود که دانشجویان زن میانگین معدل بالاتری از دانشجویان مرد دارند، اما قبل از آن در ترم‌های ۱-۹۵ تا ۱-۹۶، دانشجویان مرد معدل بالاتری دارند.

الف. مقطع کارشناسی



ب. مقطع کارشناسی ارشد



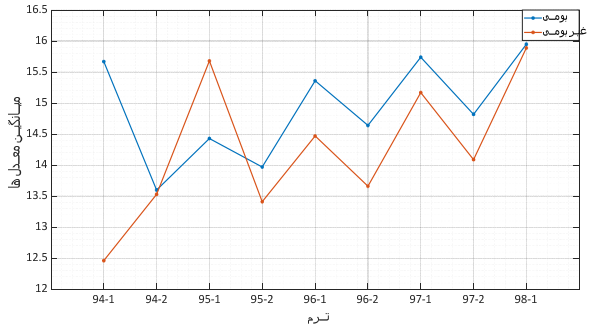
نمودار ۱. روند میانگین معدل با تفکیک عامل جنسیت

منبع: یافته‌های پژوهش

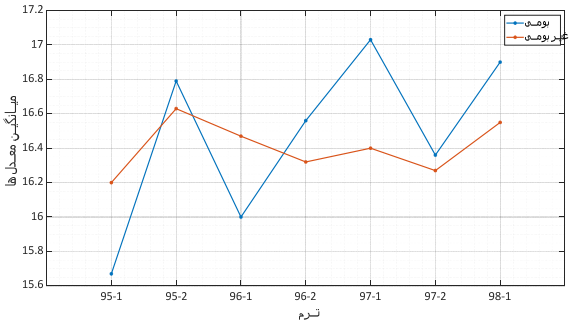
حال با توجه به نمودار (ب-۱) که همین مؤلفه را برای مقطع کارشناسی ارشد نشان می‌دهد متوجه خواهیم شد که این روند به‌طور معنی‌داری میانگین معدل زنان را در تمام ترم‌های تحصیلی بالاتر از مردان نشان می‌دهد.

در نمودار (۲) داده‌های میانگین معدل دانشجویان دو مقطع به تفکیک وضعیت محل زندگی از نظر بومی و یا غیر بومی بودن مشاهده می‌شود. روشن است که در مقطع کارشناسی همه ترم‌ها به‌جز ترم (۲-۹۵)، دانشجویان بومی از غیربومی‌ها معدل بالاتری کسب می‌کنند نمودار (الف-۲). بررسی این عامل برای دانشجویان کارشناسی‌ارشد نیز به‌طور کلی به نفع دانشجویان بومی است، اما استثنائاتی دیده می‌شود. همان‌طورکه در نمودار (ب-۲) مشاهده می‌شود در دو ترم (۱-۹۵) و (۱-۹۶) دانشجویان غیربومی میانگین معدل بالاتری کسب می‌کنند.

الف. مقطع کارشناسی



ب. مقطع کارشناسی ارشد

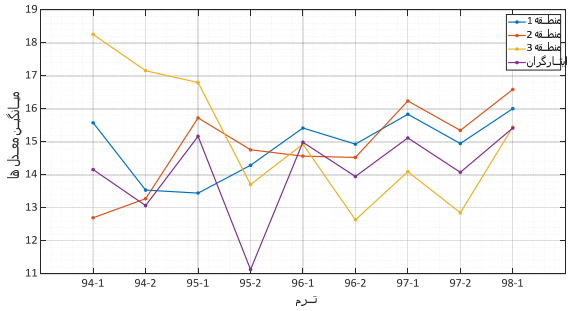


نمودار ۲. روند میانگین معدل به تفکیک عامل محل زندگی

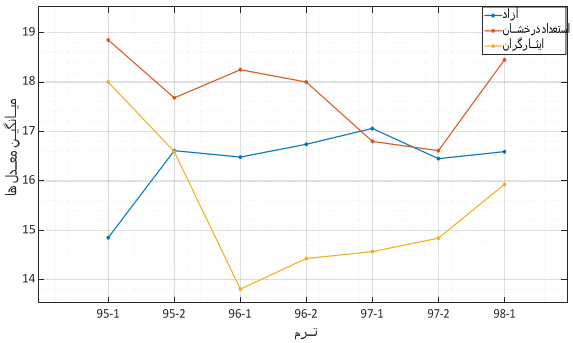
منبع: یافته‌های پژوهش

در آخر، آخرین عامل موردنظر، یعنی سهمیه‌های تحصیلی بررسی می‌شود. همان‌طورکه در نمودار (الف–۳) مشاهده می‌شود، در مقطع کارشناسی از ترم (۱–۹۷) تا ترم (۱–۹۸)، به‌ترتیب معدل بالاتر متعلق به دانشجویان سهمیه منطقه دو، یک، سهمیه ایثارگران و منطقه سه است؛ اما در ترم‌های قبل از (۱–۹۶) روند مشخصی از رفتار این گروه دیده نمی‌شود.

الف. مقطع کارشناسی



ب. مقطع کارشناسی ارشد



نمودار ۳. روند میانگین معدل به تفکیک عامل سهمیه

منبع: یافته‌های پژوهش

در دانشجویان کارشناسی ارشد، قسمت ب از نمودار (۳)، عامل سهمیه‌ها نشان‌دهنده آن است که در بیشتر ترم‌های تحصیلی دانشجویان استعداد درخشان دارای میانگین معدل بالاتری از دانشجویان سهمیه آزاد هستند و پس از آن‌ها دانشجویان سهمیه ایثارگران قرار می‌گیرند.

اگرچه در ترم‌های اول و دوم سال ۱۳۹۵ به ترتیب دانشجویان سهمیه‌ای از دانشجویان سهمیه آزاد بالاتر و برابر با آن‌ها هستند و در ترم اول سال ۱۳۹۷ دانشجویان سهمیه آزاد از استعداد درخشان بالاتر هستند؛ اما به‌جز این دو استثنا، به‌طور کلی دانشجویان سهمیه ایثارگران در رقابت با دو گروه دیگر دارای میانگین معدل پایین‌تری هستند.

موضوع دیگری که در بررسی عوامل به تفکیک برای هر مقطع به چشم می‌خورد روند دندانه‌ای است که به‌طور کلی نشان‌دهنده بالاتر بودن میانگین معدل دانشجویان در ترم‌های تحصیلی فرد نسبت به ترم‌های زوج است و این موضوع اهمیت کنترل تفاوت ترم‌های تحصیلی را نشان می‌دهد.

۴- تصریح مدل کاربردی و نتایج

هدف مطالعه حاضر این است که در ابتدا تابع تولید آموزش مناسبی تصریح می‌شود و از این طریق تأثیر سه عامل جنسیت، سهمیه و محل زندگی دانشجویان بر عملکرد تحصیلی دانشجویان مورد بررسی قرار می‌گیرد. تابع تولید آموزش کاربرد مفهوم اقتصادی تابع تولید در حوزه آموزش است. در حقیقت این تابع رابطه بین نهاده‌ها و ستانده‌های آموزش را نشان می‌دهد. در تابع تولید آموزشی که در این مطالعه تعریف می‌شود، علاوه بر نهاده‌های آموزشی، نهاده‌ها یا عوامل مؤثر و بروزنزایی همانند جنسیت، وضعیت محل زندگی و سهمیه تحصیلی را به‌عنوان نهاده در نظر گرفته می‌شود. آن چه از این تابع تولید خارج و ستانده می‌شود، معیارهایی برای بررسی عملکرد تحصیلی آن‌ها می‌باشد. معیارهایی که در این مدل از آن‌ها استفاده می‌شود، نمرات تمام دروس دانشجویان، معدل دانشجویان برای هر ترم تحصیلی و همچنین نسبت درصد واحدهای مردودی به واحدهای اخذ شده در هر ترم است. برای هر معیار ابتدا تأثیر عوامل برای دانشجویان مقطع کارشناسی بررسی شده و سپس به دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد پرداخته می‌شود. در انتها نیز مقایسه‌ای از تأثیر عوامل موردنظر بر روی دانشجویان این دو مقطع در بخش نتایج ارائه می‌شود. روشی که برای تخمین تمام مدل‌ها به‌کار می‌رود، مدل حداقل مربعات تجمیعی می‌باشد. مدل حداقل مربعات تجمیعی، یک مدل حداقل مربعات معمولی از داده‌های مقطعی، پانل و یا کلاسه مستقل است که مشاهدات آن در طول زمان و مقاطع تجمیع شده باشد. با توجه به اینکه متغیرهای توضیحی در این مطالعه، اسمی و نسبت به زمان و فرم کلی پانلی ثابت هستند، استفاده از مدل حداقل مربعات تجمیعی[1] استفاده می‌شود.

1. Pooled Ordinary Least Square

مدل رگرسیون کلی ما طبق رابطه زیر تصریح می‌شود:

$$y_{it}=\alpha+\gamma_1 Gender_i+\gamma_2 ResidenceStatus_i+\gamma_3 Credit_i+X'_{it}\theta+\varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن y_{it} متغیر پاسخ یا وابسته است که در این مطالعه یکی از متغیرهای لگاریتم طبیعی نمره، لگاریتم طبیعی معدل یا نسبت تعداد واحدهای مردودی به اخذ شده در هر نیمسال t برای دانشجوی i می‌باشد. متغیرهای موهومی Gender، ResidenceStatus و Credit به ترتیب نماینده جنسیت (مرد=۱)، محل زندگی (غیربومی=۱) و برداری از انواع سهمیه‌های تحصیلی است. در کنار این متغیرهای مورد علاقه، متغیرهای توضیحی X_{it} به‌منظور کنترل تأثیر عوامل دیگر و برای استخراج نتایج دقیق‌تر وارد مدل می‌شوند. ε_{it} جزء اخلال مدل می‌باشد.

۴-۱- نمرات

جدول (۳)، نتایج مدل (۱) وقتی متغیر وابسته ما لگارتیم طبیعی نمرات است را برای مقطع کارشناسی نمایش می‌دهد. در ستون‌های اول تا سوم این جدول هریک از متغیرهای مدنظر به‌صورت جداگانه و بدون حضور متغیرهای کنترلی وارد شده است و در ستون چهارم تمام متغیرها با هم وارد مدل شده‌اند. لازم به ذکر است که گزارش‌ها از تخمین رگرسیون‌ها در درون متن به‌صورت درصدی وارد شده‌اند و علت تفاوت کمی که بین آن‌ها و اعداد جداول وجود دارد به همین دلیل است.

همان‌طورکه در ستون اول جدول (۳) مشاهده می‌شود، وجود ضریب جنسیت به تنهایی در مدل بیانگر آن است که دانشجویان مرد ۴/۶۵٪ معدل کمتری از زنان دانشجو کسب می‌کنند. به همین شکل، ستون دوم جدول (۳) نشان می‌دهد که دانشجویان کارشناسی با وضعیت بومی ۴/۲۱ ٪ معدل بهتری از دانشجویان غیر بومی کسب می‌کنند. ضریب تأثیر سهمیه‌ها به تنهایی در ستون سوم جدول (۳) نشان می‌دهد که دانشجویان سهمیه‌ی ایثارگران ۵/۵۲٪ نمره کمتری از دانشجویان سهمیه منطقه دو دارند. دانشجویان منطقه ۱ و ۳ نیز هر یک به ترتیب ۳/۲۶٪ و ۱۲/۳۰٪ نمره کمتری از دانشجویان منطقه‌ی دو کسب می‌کنند. دانشجویان منطقه سه جزو دانشجویانی هستند که سه سال آخر تحصیل خود در دبیرستان را در مناطق کم برخوردارتر از نظر امکانات آموزشی گذرانده‌اند و بنابراین این نتیجه ممکن است به این دلیل باشد که پایه علمی ضعیف‌تری دارند. همچنین دانشجویانی که معلولیت دارند نیز در این سهمیه گنجانده می‌شوند، بنابراین ممکن است نتوانند در شرایط یکسان به خوبی با سایر دانشجویان رقابت کنند.

عوامل بسیاری بر عملکرد تحصیلی دانشجویان تأثیرگذار هستند؛ در صورتی‌که عواملی تأثیرگذار باشند و وارد مدل نشوند، سبب برآورد رو به بالای متغیرهایی که در مدل حضور دارند، می‌شود. ازاین‌رو متغیرهای کنترل به همراه هر سه متغیر موردنظر ما در ستون چهارم جدول (۳)

وارد مدل می‌شود. قابل توجه است که به تمامی متغیرهایی که ممکن است اثر گذار باشند، دسترسی وجود ندارد و در مطالعاتی از این گونه این عدم دسترسی به تمام متغیرهای تأثیرگذار به‌عنوان محدودیت تحقیق پذیرفته می‌شود.

در ستون چهارم مشاهده شود که ضریب جنسیت نسبت به نتایج ستون اول افزایش می‌یابد و به ۴/۹۷ ٪ می‌رسد که دلیل آن ورود تمام متغیرهای کنترل و اضافه شدن به اثر خالص عامل جنسیت است. دانشجویان بومی ۷/۲۸ ٪ نمره بالاتری از دانشجویان غیر بومی دارند. در عامل سهمیه‌ها دانشجویان سهمیه منطقه سه ۱۵/۵۶٪ نمره یعنی حدود ۲ نمره، نمره کمتری از منطقه سه کسب می‌کنند، که نسبت به دانشجویان سهمیه ایثارگران و منطقه دو که هر دو حدود ۷٪ نمره کمتری از منطقه دو کسب می‌کنند بیشتر است. نتیجه‌ی به‌دست آمده از مدل نهایی بیانگر آن است که جنسیت، سهمیه و محل زندگی دانشجویان تأثیر معنی‌داری بر نمره آن‌ها دارد.

جدول ۳. نتایج رگرسیون نمرات مقطع کارشناسی

		(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
جنسیت	مرد	-۰/۰۴۷*** (۰/۰۱۰)			-۰/۰۵۱*** (۰/۰۱۱)
وضعیت محل زندگی	غیربومی		-۰/۰۴۳*** (۰/۰۱۱)		-۰/۰۷۵*** (۰/۰۱۲)
سهمیه تحصیلی	ایثارگران			-۰/۰۵۶*** (۰/۰۱۵)	-۰/۰۷۹*** (۰/۰۱۵)
	منطقه ۱			-۰/۰۳۳* (۰/۰۱۴)	-۰/۰۷۹*** (۰/۰۱۸)
	منطقه ۳			-۰/۱۳۱*** (۰/۰۱۸)	-۰/۱۶۹*** (۰/۰۱۸)
نوع درس	اختیاری				۰/۰۷۴* (۰/۰۲۹)
	عمومی				۰/۰۷۸· (۰/۰۴۴)
	پیش‌دانشگاهی				۰/۲۱۶*** (۰/۰۵۸)
	تخصصی				۰/۰۴۴ (۰/۰۳۵)
سن		خیر	خیر	خیر	بله
استاد درس		خیر	خیر	خیر	بله
ترم ورود دانشجویان		خیر	خیر	خیر	بله
ترم تحصیلی		خیر	خیر	خیر	بله

علائم ***، **، * و · به ترتیب نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۹۹/۹٪، ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪ و اعداد داخل پرانتز نشانگر خطای استاندارد هستند.

نتایج برآورد نمرات برای دانشجویان مقطع کارشناسی ارشد در جدول (۴) نشان داده شده است. وقتی تنها عامل جنسیت را وارد مدل می‌شود، ضریب به دست آمده نشان می‌دهد که مردان ۲/۲۷٪ نمره کمتری از زنان کسب می‌کنند و این ضریب در سطح ۹۰٪ معنی‌دار می‌باشد.

جدول ٤. نتایج رگرسیون نمرات مقطع کارشناسی ارشد

		(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
جنسیت	مرد	-۰/۰۲۳ ٠ (۰/۰۱۲)			-۰/۰۰۰ (۰/۰۱۳)
محل زندگی	غیربومی		-۰/۰۱۰ (۰/۰۱۲)		-۰/۰۲۱ ٠ (۰/۰۱۳)
سهمیه	ایثارگران			-۰/۱۳۳*** (۰/۰۲۰)	-۰/۱۱۰*** (۰/۰۲۱)
	استعداد درخشان			۰/۰۳۵ ٠ (۰/۰۲۰)	-۰/۰۰۴ (۰/۰۲۳)
نوع درس	اختیاری				۰/۰۰۶ (۰/۰۱۹)
	جبرانی				-۰/۰۹۲* (۰/۰۳۶)
	تخصصی				-۰/۰۱۲ (۰/۰۳۸)
گروه آموزشی	اسلامی اجتماعی نهادی				-۰/۰۵۵** (۰/۰۱۶)
	کاربردی				-۰/۰۰۹** (۰/۰۱۷)
وضعیت تأهل	متاهل				۰/۰۰۱ (۰/۰۲۱)
دوره تحصیلی	شبانه				-۰/۰۴۴** (۰/۰۱۳)
سن		خیر	خیر	خیر	بله
نام استاد		خیر	خیر	خیر	بله
ترم ورود		خیر	خیر	خیر	بله
ترم تحصیلی		خیر	خیر	خیر	بله

علائم ***، **، * و • به ترتیب نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۹۹/۹٪، ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪ اعداد داخل پرانتز نشانگر خطای استاندارد هستند.

محل زندگی دانشجویان کارشناسی ارشد تأثیری بر نمرات آنها ندارد (ستون دوم جدول ۴). در ستون سوم جدول (۴) متغیرهای موهومی سهمیه‌ها مشاهده می‌شود. دانشجویان سهمیه ایثارگران ۱۲/۵۳٪ از دانشجویان سهمیه آزاد نمره کمتری کسب می‌کنند که حدوداً دو نمره است. دانشجویان دارای سهمیه استعداد درخشان ۳/۵٪ نمره بالاتری از دانشجویان سهمیه آزاد کسب می‌کنند. عامل وضعیت محل زندگی در سطح ۹۰٪ معنی‌دار می‌شود و درصد آن به

۱/۵۳ ٪ افزایش می‌یابد سهمیه ایثارگران نیز معنی‌دار است و درصد کمتر بودن نمره‌ی دانشجویان سهمیه ایثارگران نسبت به سهمیه آزاد با اندکی کاهش به ۱۱/۲۹ ٪ می‌رسد. عامل جنسیت در مقطع کارشناسی ارشد برخلاف کارشناسی معنی‌دار نیست و دانشجویان مرد و زن تفاوت معنی‌داری ندارند.

۴-۲- معدل

حال در مدل (۱) متغیر توضیحی لگاریتم طبیعی هر فرد در هر نیمسال تحصیلی در نظر گرفته می‌شود. نتایج این مدل برای مقطع کارشناسی در جدول (۵) آمده است. در ستون چهارم جدول (۵) مشاهده می‌شود که جنسیت و وضعیت محل زندگی در معدل دانشجویان کارشناسی تأثیرگذار است و تفاسیر ما با آنچه در معیار نمرات وجود داشته، هم‌خوانی دارد. دانشجویان زن ۵/۲۳ ٪ معدل بهتری از دانشجویان مرد کسب می‌کنند. دانشجویان بومی نیز ۵/۵۴٪ معدل بالاتری از دانشجویان غیر بومی به‌دست می‌آورند. در مورد سهمیه‌ها نیز دانشجویان منطقه یک، ۶/۲۴ ٪، منطقه سه ۱۴/۷۳٪ که حدود ۲/۵ نمره و همچنین سهمیه ایثارگران ۸/۱۳ ٪ معدل کمتری از منطقه دو کسب می‌کنند و هر سه معنی‌دار هستند.

جدول ۵. نتایج رگرسیون معدل دانشجویان کارشناسی

		(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
جنسیت	مرد	-۰/۰۳۷* (۰/۰۱۸)			-۰/۰۵۳** (۰/۰۱۸)
محل زندگی	غیربومی		-۰/۰۳۵· (۰/۰۱۸)		-۰/۰۵۷** (۰/۰۲۱)
سهمیه تحصیلی	ایثارگران			-۰/۰۶۷** (۰/۰۲۵)	-۰/۰۸۴** (۰/۰۲۶)
	منطقه ۱			-۰/۰۲۴ (۰/۰۲۳)	-۰/۰۶۴* (۰/۰۲۵)
	منطقه ۳			۰/۱۱۵*** (۰/۰۳۰)	-۰/۱۵۹*** (۰/۰۲۶)
سن		خیر	خیر	خیر	بله
ترم ورود		خیر	خیر	خیر	بله
ترم تحصیلی		خیر	خیر	خیر	بله

علائم ***، **، * و · به ترتیب نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۹۹/۹٪، ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪ اعداد داخل پرانتز نشانگر خطای استاندارد هستند.

نتایج مربوط به دانشجویان کارشناسی ارشد برای بررسی معیار معدل در جدول (۶) قابل مشاهده است. در ستون آخر تمام متغیرهای کنترل شامل ترم ورود، ترم تحصیلی، سن، گروه آموزشی و وضعیت تأهل کنترل و مشاهده می‌شود که در این حالت ضرایب جنسیت و وضعیت

محل زندگی هیچ کدام معنی دار نیستند. برای سهمیه، دانشجویان ایثارگران همچنان ۱۱٪ یعنی تقریبا دو نمره از دانشجویان سهمیه آزاد معدل کمتری کسب می‌کنند و مشاهده می‌شود که درصد بالاتر بودن معدل دانشجویان سهمیه استعداد درخشان به ۱/۵۴٪ کاهش می‌یابد و معنی دار نیست. نتایج به دست آمده از این معیار تنها در یک عامل و آن هم وضعیت محل زندگی در معنی‌دار بودن تفاوت دارد. در سایر موارد معیار معدل و نمرات هر دو نشان از این دارند که در مقطع کارشناسی ارشد جنسیت تأثیر معنی‌داری بر عملکرد تحصیلی دانشجویان ندارد. همچنین دانشجویان سهمیه‌ای عملکرد ضعیف‌تری از دانشجویان سهمیه آزاد دارند.

جدول ٦. نتایج رگرسیون معدل مقطع کارشناسی ارشد

		(۱)	(۲)	(۳)	(٤)
جنسیت	مرد	-۰/۰۳۰* (۰/۰۱۶)			-۰/۰۱۵ (۰/۰۱۷)
وضعیت محل زندگی	غیربومی		-۰/۰۰۹ (۰/۰۱۶)		-۰/۰۰۹ (۰/۰۱۶)
سهمیه تحصیلی	ایثارگران			-۰/۱۲۱** (۰/۰۲۶)	-۰/۱۲۲*** (۰/۰۲۸)
	استعداد درخشان			۰/۰۴۸* (۰/۰۲۶)	۰/۰۱۵ (۰/۰۲۹)
گروه آموزشی	اسلامی، اجتماعی، نهادی				-۰/۰۴۹** (۰/۰۱۹)
	کاربردی				-۰/۰۰۰ (۰/۰۲۰)
وضعیت تأهل	متاهل				-۰/۰۰۲ (۰/۰۲۵)
دوره تحصیلی	شبانه				-۰/۰۲۰ (۰/۰۱۷)
سن		خیر	خیر	خیر	بله
ترم ورود		خیر	خیر	خیر	بله
ترم تحصیلی		خیر	خیر	خیر	بله

علائم ***، **، * و * به ترتیب نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۹۹/۹٪، ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪ اعداد داخل پرانتز نشانگر خطای استاندارد هستند.

۴-۳- نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده مقطع کارشناسی

در نهایت به آخرین معیار، یعنی نسبت درصد واحدهای مردودی به واحدهای اخذ شده پرداخته می‌شود. این معیار تنها برای مقطع کارشناسی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد، زیرا تعداد واحدهای

مردودی دانشجویان کارشناسی ارشد بسیار محدود می‌باشد. نسبت درصد واحدهای مردودی به واحدهای اخذ شده به‌عنوان متغیر وابسته در مدل قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از این مدل در جدول (۷) قابل مشاهده است. در سطح ۹۵٪ دانشجویان مرد ۳/۷۱ واحد نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده‌ی بیشتری از دانشجویان دختر دارند. این نتیجه همسو با نتایج به دست آمده از دو معیاری است که پیش از این بررسی شده است. دانشجویان غیربومی نیز ۴/۲۵ واحد درصد واحدهای مردودی به اخذ شده بیشتری دارند. در سهمیه‌ها دانشجویان سهمیه منطقه یک ۴/۵۴ واحد و دانشجویان سهمیه منطقه سه ۸/۸۹ واحد درصد واحدهای مردودی به اخذ شده بیشتری دارند. همچنین دانشجویان سهمیه ایثارگران نیز ۷/۵۷ واحد درصد واحدهای مردودی به اخذ شده بیشتری دارند. مشاهده می‌شود که نتایج به دست آمده از این معیار نیز تأیید می‌کند که در میان دانشجویان کارشناسی، جنسیت تأثیر معنی‌داری دارد و همچنان عملکرد دانشجویان زن بهتر است. عامل وضعیت محل زندگی نیز نشان از این دارد که عملکرد تحصیلی دانشجویان بومی از غیر بومی بهتر می‌باشد و در میان دانشجویان به تفکیک سهمیه‌ها دانشجویان سهمیه منطقه دو از سایر دانشجویان عملکرد تحصیلی بهتری دارند.

جدول ۷. نتایج رگرسیون نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده مقطع کارشناسی

		مدل (۱)
جنسیت	مرد	۳/۷۱۲** (۱/۳۸۷)
وضعیت محل زندگی	غیربومی	۴/۲۵۴** (۱/۵۴)
سهمیه	ایثارگران	۷/۵۷۶*** (۱/۹۱۸)
	منطقه ۱	۴/۵۴۵* (۱/۹۰۰)
	منطقه ۳	۸/۸۹۱*** (۲/۲۷۰)
سن		بله
ترم ورود		بله
ترم تحصیلی		بله

علائم ***، **، * و ˙ به ترتیب نشانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۹۹/۹٪، ۹۹٪، ۹۵٪، ۹۰٪ اعداد داخل پرانتز نشانگر خطای استاندارد هستند.

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

موضوع بررسی عملکرد تحصیلی دانشجویان در ایران چندان مورد توجه نبوده است و تاکنون تعداد کمی پژوهش در این حوزه انجام شده است. امیدواریم این مطالعه قدمی رو به جلو برای توجه بیشتر به این حوزه باشد. در تحلیلی که به‌صورت جداگانه بر روی دانشجویان دو مقطع کارشناسی و کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تهران انجام گرفته از سه معیار نمرات، معدل و نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده دانشجویان استفاده شده است.

نتایج برای دانشجویان کارشناسی حاکی از آن است که دانشجویان مرد به‌صورت معنی‌داری معدل و نمره کمتری از دانشجویان زن دارند. همچنین نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده در آن‌ها به‌صورت معنی‌داری بیشتر بوده، حال آنکه در دانشجویان مقطع ارشد تفاوتی بین این دو گروه وجود نداشته است.

آنچه از داده‌ها به دست آمده حاکی از آن است؛ که حدود ۷۸٪ دانشجویان استعداد درخشان از میان گروه دانشجویان زن بوده‌اند؛ بنابراین ممکن است در مقطع کارشناسی دانشجویان زن تلاش مضاعفی برای دستیابی به معدل بالاتر و ورود مستقیم به مقطع ارشد انجام داده باشند و زمانی که وارد مقطع ارشد شده‌اند از تلاش خود کاسته باشند و درپی آن به نتیجه تقریبا برابری در نمره و معدل با دانشجویان مرد رسیده‌اند. همچنین ممکن است انجام فعالیت‌های غیر درسی و یا کار پاره وقت در دانشجویان مرد کارشناسی سبب شود وقت کمتری را به درس خواندن اختصاص دهند.

در عامل وضعیت محل زندگی، دانشجویان بومی از غیربومی‌ها نمره و معدل بالاتری کسب کرده‌اند و نسبت درصد واحدهای مردودی به اخذ شده در آن‌ها به‌صورت معنی‌داری بیشتر است. در مقایسه دو مقطع، در دانشجویان کارشناسی ارشد درصد تفاوت بین دانشجویان بومی و غیربومی بسیار کم بوده و این عامل در معیار معدل معنی‌دار یافت نشده است. وجود تفاوت معنی‌دار بین بومی و غیر بومی‌ها در مقطع کارشناسی و بهتر بودن عملکرد تحصیلی دانشجویان بومی می‌تواند به‌دلیل حضور آن‌ها در کانون خانواده و احساس راحتی بیشتر باشد. از سوی دیگر این امکان وجود دارد که دانشجویان غیربومی به‌ویژه در مقطع کارشناسی از نظر وضعیت خوابگاهی در شرایط مساعدی نباشند. همان‌طورکه عنوان شده پذیرش دانشجویان در مقطع کارشناسی اقتصاد به‌صورت قطبی گزینی است که نوعی بومی گزینی محسوب می‌شود. با آنکه نتایج یافته‌های ما حاکی از برتری دانشجویان بومی است، اما سیاست بومی گزینی نمی‌تواند به‌عنوان راه حل پیشنهاد شود، چرا که تمرکز دانشگاه‌های برتر و پذیرش بومی دانشجویان می‌تواند به بی‌عدالتی در حوزه آموزش دامن بزند. به‌جای آن پیشنهاد ما این است که شرایط رفاهی بهتری برای دانشجویان فراهم شده و اجتماع‌های دانشجویی با کیفیت بهتر برقرار شود تا

دوری از خانواده برای دانشجوی غیربومی شرایط بحرانی و تأثیرگذاری را برای عملکرد تحصیلی آن‌ها به همراه نیاورد. پیشنهاد دیگر آن است که بستر تحصیل به‌صورت مجازی و یا ترکیبی برقرار باشد تا تمام گروه دانشجویان در نقاط مختلف کشور از شرایط تحصیل در دانشگاه‌های برتر همچون دانشگاه تهران برخوردار شوند، بدون آنکه تأثیری از وضعیت محل زندگی خود بپذیرند. از سوی دیگر در مقایسه‌ی دو مقطع، در مقطع کارشناسی‌ارشد تأثیر معنی‌داری برای عامل بومی و غیربومی بودن دانشجویان بر عملکرد تحصیلی یافت نشده است. احتمال می‌رود دلیل آن سازگاری تدریجی دانشجویان کارشناسی ارشد با محل زندگی در طول سال‌هایی که در مقطع پیشین تحصیل می‌کردند و نیز با تجربه‌تر بودن آن‌ها نسبت به دانشجویان کارشناسی باشد. در این مطالعه محدودیت داده برای بررسی وضعیت خوابگاهی بودن دانشجویان وجود داشته است. ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی برای بررسی دقیق‌تر، به موضوع خوابگاه‌ها نیز پرداخته شود. این امر از این جهت اهمیت دارد که دانشجویان مرد کارشناسی در خوابگاه‌های سطح شهر سکونت دارند، درحالی‌که دانشجویان مرد کارشناسی ارشد در خوابگاه‌های کوی دانشگاه ساکن می‌شوند که از نظر امکانات رفاهی شرایط بهتری دارد؛ اما این موضوع برای دانشجویان دختر متفاوت است، چرا که در هر دو مقطع دانشجویان زن در خوابگاه‌های کوی دانشگاه مستقر می‌شوند و شرایط مشابهی دارند.

در عامل سهمیه‌ها که دانشجویان کارشناسی به دو دسته‌ی سهمیه‌ی مناطق و سهمیه‌ی ایثارگران تقسیم می‌شوند، دانشجویان منطقه‌ی دو به‌صورت معنی‌داری از دانشجویان منطقه‌ی یک و سه و همچنین ایثارگران نمره و معدل بالاتری کسب می‌کنند. در میان تفکیک‌های ذکر شده برای این عامل عملکرد دانشجویان منطقه‌ی سه ضعیف‌تر از سایرین است. در مقطع بعدی، دانشجویان کارشناسی ارشد که دارای سهمیه‌ی ایثارگران هستند به‌صورت معنی‌داری از دانشجویان سهمیه آزاد نمره و معدل پایین‌تری دارند. دانشجویان سهمیه‌ی استعداد درخشان نیز در هیچ یک از معیارهای معدل و نمره تفاوت معنی داری از دانشجویان سهمیه آزاد نشان نداده‌اند.

منابع

۱. بختیارپور، سعید (۱۳۸۸). پیش‌بینی عملکرد تحصیلی دانشجویان دانشگاه‌های اهواز براساس بهره هوشی، سوابق تحصیلی و متغیرهای جمعیت شناختی. *یافته‌های نو در روانشناسی*، ۹۴-۸۲.

۲. تقریبی، زهرا، فخاریان، اسماعیل، میرحسینی، فخرالسادات، رسولی‌نژاد، سید اصغر، اکبری،

حسین و عاملی، حسین (۱۳۸۹). بررسی برخی عوامل همراه در عملکرد تحصیلی دانش‌آموختگان رشته مامایی دانشگاه علوم پزشکی کاشان. *پژوهش در آموزش علوم پزشکی*، ۳(۱)، ۴۰-۳۴.

۳. حجازی، یوسف، ایروانی، هوشنگ و منصورفر، کریم (۱۳۸۲). بررسی وضعیت تحصیلی دانشجویان کشاورزی دانشگاه تهران و نقش ضوابط گزینش در موفقیت آن‌ها. *علوم کشاورزی ایران*، ۳۴(۳)، ۵۶۹-۵۵۹.

۴. حضرتی، اکرم (۱۳۸۹). بررسی انگیزه پیشرفت دانشجویان بومی و غیربومی دانشگاه سهند. اولین همایش کشوری دانشجویی عوامل اجتماعی مؤثر بر سلامت، دانشگاه سهند، تبریز.

۵. درتاج، فریبرز و موسی‌پور، نعمت‌الله (۱۳۸۴). ارزشیابی عملکرد تحصیلی دانشجویان سهمیه‌ای آزاد رشته علوم انسانی (مطالعه موردی: پنج دانشگاه دولتی ایران). *پژوهش و برنامه ریزی در آموزش عالی*، ۳۷ و ۳۸، ۱۰۵-۸۰.

۶. لواسانی، مسعود غلامعلی و درانی، کمال (۱۳۸۳). رابطه ویژگی‌های فردی و خانوادگی با پیشرفت تحصیلی دانشجویان روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران. *روانشناسی و علوم تربیتی*، ۳۴(۲)،۲۱-۱.

۷. فلاح‌زاده، محمد حسین و رضایی، ریتا (۱۳۸۴). بررسی همبستگی برخی از فاکتورهای پیش‌دانشگاهی با عملکرد تحصیلی و موفقیت دانشجویان پزشکی دانشگاه علوم پزشکی شیراز. *علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۲۲(۴)،۲۱۰-۲۰۵.

۸. مظاهری، محمد علی، سادات، منصور و حیدری، محمد (۱۳۸۹). بررسی رفتارهای ارتباطی - نظارتی والدین دانشجویان بومی و غیربومی و تأثیر آن بر وضعیت تحصیلی- اجتماعی آن‌ها. *روانشناسی*، ۵۵(۳)، ۲۴۵-۲۲۶.

۹. مصوبه ۲۱۳ جلسه مورخ ۱۱-۰۲-۱۳۶۹ شورای عالی انقلاب فرهنگی- تصویب کلیات طرح پیشنهادی سازمان سنجش آموزش کشور در مورد گزینش بومی

۱۰. آیین نامه اجرایی ماده (۷۰) قانون جامع خدمت رسانی به ایثارگران (۱۴۰۰)

11. Anderietti, V. (2014). Does Lecture Attendance Affect Academic performance? Panel Data Evidence for Introductory Macroeconomics. International Review of Economics education, 15, 1-6.
12. Anderietti, V., & Velasco, C. (2015). Lecture Attendance, Study Time, and Academic Performance: A Panel Data Study. Journal of Economic Education, 46 (3), 59-239.
13. Bakhtiar Pour, S. (1388) prediction of Students' Performance based on

IQ, Educational Records and Demographic Variables. New discoveries in Psycology (Social Psycology),7(2), 82-94. (in persian).
14. Borg, M.O.M., & Stranahan, H. (2002). The Effect of Gender and Race on Student Performance in Principles of Economics: The Importance of Personality Type. *Applied Economics*, 34 (5), 589–98.
15. Demirkan, H., & Demirbaş, O. (2010). The Effect of Learning Style and Gender on Academic Performance of Interior Architecture Students. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2 (2), 1390-1394.
16. Dortaj, F., Mousa Pour, N. (1384). Evaluation of the Academic Performance of Credit and not-Credit Students in Humanities Field (Evidence from 5 public University in Iran). *Journal of research and planning in higher education*, 37,78, 80-105. (in persian).
17. Esmaeilpour-Bandboni, M., Naderi Shad, Sh., Kobrai, F., & Gholami-Chaboki, B. (2017). Students' Viewpoints about Academic Failure and Some Related Factors in Guilan University of Medical Sciences. *Research in Medical Education*, 9(3), 72–65.
18. Executive Regulations of Article (70) of the Comprehensive Law on Serving Veterans (1400). (in persian).
19. Falah Zadeh, M., & Rezaei, R. (1384). Investigating the correlation between some pre-University Factor, educational performance and success in medical students of Shiraz University. Journal of *Social and human sciences of University of Shiraz*, 22(4), 205-210. (in persian).
20. Feingold, A., & Mazzella, R. (1998). Gender Differences in Body Image Are Increasing. *Psychological Science*, 9(3), 190–95.
21. Hanushek, E.A. (2020). Education Production Functions. The Economics of Education: A Comprehensive Overview, 161–70.
22. Hejazi, Y., Iravani, H., & Mansoorfar, K. (2003). An Evaluation of the Study Status of University of Tehran's Agricultural Students along with an Assessment of the Role of Admission Requirements on Their Overall Curricular Success. *Journal of agricultural Science*, 34(3), 559-569. (in persian).
23. Hountras, P., & Brendt, R. (1970). Relation of Student Residence to Academic Performance in College. *Journal of Educational Research*, 63 (8), 351–54.
24. Ivo, A., & Rowaan, W. (2014). First-Year Study Success in Economics and Econometrics: The Role of Gender, Motivation, and Math Skills. *Journal of Economic Education*, 45 (1), 25–35.
25. Johnson, M., Robson.n.d, D., & Taengnoia, S. (2015). Review of Social Economy A Meta-Analysis of the Gender Gap in Performance in Collegiate Economics Courses, *Review of Social Economy*, 72(4), 436-

459.
26. Kocak, O., Goksu, I., & Goktas, Y. (2021). The Factors Affecting Academic Achievement: A Systematic Review of Meta Analyses. International Online Journal of Education and Teaching (IOJET), 8 (1), 454–84.
27. Lian, A. (1389). Investigating Native and non-native Students' Progress motivation. The first national-student conference of Social Media effects on Health. (in persian).
28. Mazaheri, M., Sadat, M., & Heidari, M. (1389). Effects of the Parents' Relational and Supervision Behavior of Native and Non-Native University Students on their Educational Achievement and Social Adjustment. Journal of Psycology, 55(3), 226-245. (in persian).
29. Mazaheri, M., Sadat, M., & Heidari, M. (1389). Effects of the Parents' Relational and Supervision Behavior of Native and Non-Native University Students on their Educational Achievement and Social Adjustment. Journal of Psycology, 55(3), 226-245. (in persian).
30. Mohammadi, M., M.Schwitzer, A., & Nunnery, J. (2010). Examining the Effects of Residence and Gender on College Student Adjustment in Iran: Implications for Psychotherapists. Journal of College Student Psychotherapy, 24 (1), 59–72.
31. Noble, L.C & Welki, A. (2013). Factors That Influence Choice of Major: Why Some Students Never Consider Economics. International Journal of Social Economics, 33(8), 547-564.
32. Norhidayah, A., Jusoff, K., Syukriah, A., Najah, M, & Syafena Andin Salamat, A. (2009). The Factors Influencing Students Performance at Universiti Teknologi MARA Kedah, Malaysia. Management Science and Engineering, 3 (4), 81–90.
33. Oztunc, H., Chi Oo, Z., & Vildan-Serin, Z. (2015). Effects of Female Education on Economic Growth: A Cross Country Empirical Study. Journal of Educational Sciences: Theory & Practice, 15(2), 349-357.
34. Resolution 213 of the meeting dated 02-11-1369 of the Supreme Council of the Cultural Revolution - approval of the general plan proposed by the Country's Education Assessment Organization Regarding the selection of Natives. (in persian).
35. Singh, P.S.P., Malik, S., & Singh, P. (2016). Factors Affecting Academic Performance of Students. IndianJournal of Research, 5 (4), 176–78.
36. Tagharrobi, Z., Fakhrian, E., Mirhoseini, F., Rasoulinejad, SA., Akbari & Ameli, H. (2011). Role of Influencing Factors on Academic Performance of Midwifery Alumni at Kashan University of Medical

Sciences (Kaums). Researches in Medical Education, 3(1), 34-40. (in persian).

37. Williams, ML., Waldauer, Ch., & G. Duggal, V. (1992). Gender Differences in Economic Knowledge: An Extension of the Analysis. Journal of Economic Education, 23(3), 219–31.
38. World Economic Forum (2021). The Global Gender Gap Report of 2021:1–405.

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

عوامل اقتصادی و سیاسی اثرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران

عباس خندان

گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران،
khandan.abbas@khu.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۲۶
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۲/۰۴
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۰
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۲/۳۰

کلیدواژه‌ها:
تورم، چرخه‌های سیاسی، متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی

طبقه‌بندی JEL:
E3, H55, D72

چکیده

متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی به دلیل وجود تورم‌های بالا در ایران بسیار ضرورت دارد. متناسب‌سازی مستمری‌ها در جهان اغلب با یک قاعده و با لنگر بر یک شاخص مشخص انجام می‌شود، اما در ایران بدون قاعده بوده و به صلاحدید دولت می‌باشد؛ بنابراین، ضروری است که عوامل اقتصادی و سیاسی اثرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران مورد مطالعه قرار گیرد.

این مقاله با استفاده از آمارهای سازمان تأمین اجتماعی بین سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۶، ابتدا نرخ سالانه تعدیل مستمری‌ها را محاسبه می‌کند و با یک مدل OLS آن را توضیح می‌دهد.

متناسب‌سازی مستمری‌ها در ایران تحت تأثیر منابع درآمدی صندوق بازنشستگی، سایر مخارج از جمله مخارج درمان، نسبت پشتیبانی جمعیتی، سطح حداقل دستمزد تعیین شده و چرخه‌های تجاری (تولید ناخالص داخلی) و چرخه‌های سیاسی (انتخابات ریاست جمهوری و مجلس) قرار دارد. مستمری‌ها در سال‌های عادی با نرخی حدود ۰/۶ تورم تعدیل شده‌اند، اما در سال‌های انتخابات ریاست جمهوری متناسب‌سازی بیشتر و به نسبت ۱/۲۳ تورم صورت می‌گیرد.

مستمری‌ها به تدریج در قبال هزینه‌های زندگی ناکافی می‌شوند و معیشت بازنشستگان تحت تأثیر نوسانات سیاسی قرار گرفته است. سازمان تأمین اجتماعی در پرداخت مستمری‌ها در عمل به شکل بدون اندوخته (PAYG) اداره شده به‌گونه‌ای که نسبت پشتیبانی جمعیتی و درآمدهای حق بیمه بیشترین تأثیرگذاری را داشته‌اند. همچنین مستمری‌ها با حداقل دستمزد رابطه مثبت و با تولید ناخالص داخلی رابطه منفی دارد که نشان می‌دهد این نوع از مخارج عملکرد ضدچرخه‌ای و تثبیت‌کننده خودکار دارند.

خندان، عباس (۱۴۰۱). عوامل اقتصادی و سیاسی اثرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۶۸۳-۶۵۷

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.92435

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین کارکردهای سیستم‌های تأمین اجتماعی، تأمین درآمد دوران سالمندی و پوشش ریسک کاهش درآمد با طولانی شدن عمر[1] است. سیستم‌های مختلف بازنشستگی به اشکال متفاوتی از اندوخته‌گذاری کامل[2] (FF)، اندوخته‌گذاری جزئی[3] (PF) یا بدون اندوخته[4] (PAYG) سعی در تأمین مالی این هدف دارند؛ اما جدا از شیوه تأمین مالی، شیوه تعیین مزایا نیز در تحقق این هدف از اهمیت بالایی برخوردار است. شیوه تعیین مزایا است که مشخص می‌کند براساس اندوخته (اندوخته مالی در سیستم‌های اندوخته‌گذاری شده یا صرفاً اندوخته سوابق در سیستم‌های بدون اندوخته) چه مبلغی از مستمری باید در طول دوران بازنشستگی به افراد پرداخت شود؛ اما آنچه که می‌تواند هم اندوخته در دوران اشتغال و هم مستمری در دوران بازنشستگی را با خطر مواجه کند، تورم‌های بالا است، چراکه آنچه در نهایت اهمیت دارد قدرت خرید و رفاه حاصل از اندوخته و مستمری می‌باشد؛ بنابراین، متناسب‌سازی مستمری‌ها با تورم به‌گونه‌ای که بتواند رفاه دوران بازنشستگی را تأمین کند در کارآمدی سیستم‌های بازنشستگی نقش بسیار زیادی دارد.

متناسب‌سازی مستمری‌ها در کشورهای مختلف در سراسر دنیا به‌طور عمده به شکل قاعده‌مند و خودکار انجام می‌شود. منظور از قاعده‌مند ساختنِ متناسب‌سازیِ مستمری‌ها، لنگرسازی[5] آن است؛ به این معنی که اگر نشانگر[6] یا شاخص هدف تغییر کند، مقدار مستمری نیز به‌صورت خودکار به‌نسبت تعدیل شود (پیگو و سانه[7]، ۲۰۰۹). در این رابطه باید «نشانگر» و «نرخ متناسب‌سازی» مشخص باشد و با قاعده؛ یعنی به‌دور از اعمال سلیقه و هرگونه اختیار به کار گرفته شود. متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی به‌طور عمده بر دو مبنای اصلی براساس قیمت‌ها یا بر اساس دستمزدها انجام می‌شود که هر کدام از این دو در حقیقت مبتنی بر رویکرد متفاوتی به مقولهٔ رفاه و فقر هستند. تعدیل مستمری بازنشستگی بر اساس قیمت با هدف حفظ قدرت خرید یک سبد مشخص از کالاهای مصرفی برای مستمری‌بگیران انجام می‌شود و بنابراین از رویکرد عینی (مطلق) به رفاه و فقر می‌انجامد. این رویکرد در اصطلاح، تعدیل قیمتی مستمری‌ها نامیده می‌شود. در مقابل، تعدیل براساس دستمزد با هدف حفظ جایگاه

1. Longevity risk
2. Fully Funded
3. Partially Funded
4. Pay-as-you-go
5. Anchoring
6. Indicator
7. Piggott & Sane

مستمری‌بگیران نسبت به شاغلان از لحاظ مصرفی و درآمدی انجام می‌شود و ریشه در نگاه نسبی به رفاه و فقر دارد. منظور از این رویکرد دوم همسان‌سازی مستمری‌ها می‌باشد که اگرچه هم بار مالی زیادی بر صندوق‌ها وارد می‌کند و هم تأثیر منفی بر انگیزه‌های شغلی و عرضهٔ کار دارد، باز هم مطالبهٔ آن در میان مستمری‌بگیران بسیار رایج می‌باشد. انتخاب بین این دو شیوهٔ اصلی بستگی به رویکرد کشورها به مقولهٔ رفاه و همچنین ویژگی‌های اختصاصی کشورها دارد.

اما متأسفانه در ایران با وجود تورم‌های بالا و مداوم در چند دهه گذشته و ضرورت موضوع، هیچ قاعدهٔ ازپیش‌تعیین‌شده‌ای برای تعدیل مستمری‌ها متناسب با تورم وجود ندارد و متناسب‌سازی مستمری‌ها در سال‌های مختلف بدون قاعده و بسته به نظر و صلاحدید تصمیم‌گیران با نرخ‌های متفاوتی صورت می‌گیرد. به‌عنوان مثال در سال ۱۴۰۱، بحث و اختلاف در مورد تعدیل مستمری‌ها بین دولت، مجلس شورای اسلامی و هیئت‌امناء تأمین اجتماعی تا نیمه سال هم به طول انجامید.[۱] بدون قاعده بودن متناسب‌سازی مستمری‌ها در ایران موجب شده است تا در عمل کاهش نرخ متناسب‌سازی مستمری‌ها به کمتر از تورم به‌صورت ضمنی به‌عنوان سیاستی برای کاهش مخارج صندوق‌های بازنشستگی و برقراری پایداری مالی آن‌ها به کار گرفته شود؛ اما باید توجه داشت که این عمل اگرچه مخارج صندوق‌های بازنشستگی را کاهش می‌دهد، اما همزمان کفایت مستمری را کاهش داده و اثرات نامطلوبی بر رفاه سالمندان و بازنشستگان و همچنین اعتبار طرح‌های تأمین اجتماعی دارد. این سؤال که دولت‌ها در ایران در تعدیل مستمری‌ها متناسب با تورم بنا به صلاحدید خود چگونه عمل می‌کنند و چه عواملی بر تعیین نرخ متناسب‌سای مستمری‌ها مؤثر هستند، متأسفانه در عین اهمیت زیاد و با وجود تجربه تورم‌های بالا در ایران هنوز پاسخ مشخصی نداشته و چندان مورد بررسی قرار نگرفته است. بر این اساس، مطالعه و شناسایی عوامل اقتصادی و سیاسی تأثیرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران بسیار ضرورت دارد و این مقاله در جهت پر کردن این شکاف پژوهشی تلاش می‌کند.

ساختار مقاله به این شکل است که ابتدا در بخش دوم از این مقاله به ادبیات نظری مربوط به پارامترهای تعیین‌کننده مستمری بازنشستگی و عوامل مؤثر بر آن و همچنین شیوه متناسب‌سازی مستمری‌ها پرداخته شده و سپس تجربه جهانی در این ارتباط که اصولاً

---

۱. دولت قصد داشت مبلغ حداقل مستمری را ۵۷ درصد و مستمری سایر سطوح را ۱۰ درصد افزایش دهد در حالی‌که با توجه به تورم ۵۴ درصدی (نرخ تورم نقطه به نقطه تیر ماه ۱۴۰۱) از سوی مجلس و افکار عمومی پذیرفته شده نبود. در نهایت با استعفاء وزیر وقت کار، تعاون و رفاه اجتماعی پس از چندین ماه کشمکش در حالی‌که نیمی از سال گذشته بود قرار بر این شد که مستمری سایر سطوح ۳۸ درصد افزایش یابد.

متناسب‌سازی مستمری‌ها در سایر کشورها بر چه اساس انجام می‌گیرد و پیشینه پژوهش مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم مدل پژوهش و داده‌ها معرفی خواهند شد. همچنین در این بخش نرخ تعدیل مستمری‌های بازنشستگی در سال‌های گذشته، شیوهٔ متناسب‌سازی و قوانین مربوطه با تمرکز بر سازمان تأمین اجتماعی به‌عنوان بزرگ‌ترین صندوق بازنشستگی کشور، مرور خواهد شد. بخش چهارم، تحلیل را متمرکزتر کرده و به‌صورت تجربی با استفاده از اطلاعات مستمری بازنشستگان سازمان تأمین اجتماعی بین سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۶ به این سؤال‌ها پاسخ می‌دهد که کدام عوامل اقتصادی و سیاسی قابلیت توضیح‌دهندگی نرخ متناسب‌سازی مستمری‌ها در ایران را دارند؟ آیا بین متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی و چرخه‌های اقتصادی و سیاسی در ایران رابطه‌ای وجود دارد؟ و در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات می‌پردازد.

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- عوامل تأثیرگذار بر مستمری‌های بازنشستگی و تجربهٔ جهانی در متناسب‌سازی مستمری‌ها

به‌طورکلی عوامل توضیح‌دهندهٔ روند بلندمدت مستمری‌ها به ساختار نظام تأمین اجتماعی حاکم و شرایط مالی صندوق‌های بازنشستگی وابسته است. در سیستم‌های بدون اندوخته (PAYG) ارتباط مستقیمی بین منابع درآمدی از حق‌بیمه و مخارج سالیانه وجود دارد. در این سیستم‌ها که به نظام توازن درآمد-هزینه نیز شناخته می‌شود، اگر W دستمزد، c نرخ حق‌بیمه، L تعداد شاغلان بیمه‌شده، P مبلغ مستمری و R تعداد مستمری‌بگیران (بازنشستگان) باشد، آنگاه:

$$P\times R=L\times c\times W \quad => \quad P=\frac{L\times cW}{R} \qquad (۱)$$

در معادلهٔ (۱)، طرف چپ، مخارج مستمری و طرف راست، منابع درآمدی حاصل از حق‌بیمه است. مبلغ مستمری از تقسیم کل منابع درآمدی حاصل از حق‌بیمه در میان بازنشستگان به‌دست می‌آید. همین نسبت یعنی مستمری بازنشستگان را با یک بازنویسی ساده می‌توان به‌صورت معادله (۲)، برابر با حاصل‌ضرب نسبت پشتیبانی $\left(\frac{L}{R}\right)$ در میزان درآمد حق‌بیمهٔ به‌دست‌آمده از هر کارکن بیمه‌پرداز (cW) نوشت. نسبت پشتیبانی که در حقیقت عکس نسبت وابستگی[1] است بیان می‌کند که چند نفر نیروی کار به‌عنوان پشتیبان و تأمین مالی کننده مستمری یک فرد بازنشسته وجود دارد.

$$P=\left(\frac{L}{R}\right)\times(cW) \qquad (۲)$$

1. Dependency ratio

اگر نرخ حق‌بیمه را ثابت در نظر بگیریم[۱]، انتظار می‌رود که دو عامل یا متغیر نسبت پشتیبانی و دستمزد مشمول بیمه بر روند بلندمدت مستمری‌ها تأثیرگذار باشند. البته این شکل ساده شده و در آن فرض شده است که مستمری‌های بازنشستگی تنها از طریق درآمدهای حق-بیمه نسل‌های جوان و شاغل تأمین مالی شود، در حالی‌که در واقعیت باید به‌جزئیات دیگر نیز توجه داشت. نخست این‌که سیستم‌های بازنشستگی ممکن است ذخائر و دارایی‌هایی داشته باشند و از محل درآمدهای سرمایه‌گذاری هم بتوانند بخشی از مستمری‌ها را تأمین مالی کنند. در سیستم‌های بازنشستگی اندوخته‌گذاری‌شده این درآمدهای حاصل از سرمایه‌گذاری است که صرف مستمری افراد می‌شود و بنابراین با بررسی این دستهٔ از عوامل و میزان تأثیرگذاری آن‌ها می‌توان نشان داد که صندوق تأمین اجتماعی تا چه اندازه به انواع صندوق‌های بدون اندوخته یا اندوخته کامل نزدیک می‌باشد و مانند آن‌ها عمل می‌کند.

دوم این‌که منابع سازمان تأمین اجتماعی تنها صرف مخارج مستمری نمی‌شود و انواع مختلف حمایت‌های اجتماعی در رقابت با یکدیگر برای جذب بودجه هستند. پس انتظار می‌رود که افزایش مخارج جایگزین از جمله مخارج درمان، سطح مستمری‌ها را کاهش دهد و نکته سوم این‌که متغیرها و شرایط اقتصاد کلان از جمله نرخ رشد دستمزد، حداقل دستمزد تعیین شده، نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها، تورم و غیره نیز بر مبلغ مستمری‌ها تأثیرگذارند که باید مجموعه این عوامل مورد توجه قرار گیرند. به‌عنوان‌مثال در ایران، افزایش حداقل دستمزد، تأثیر مثبتی بر مستمری‌ها دارد، چراکه طبق مادهٔ ۱۱۱ قانون تأمین اجتماعی، کف مستمری‌ها محسوب می‌شود. این عوامل بر تعیین مبلغ مستمری برقراری در زمان بازنشستگی تأثیرگذارند، با این وجود متناسب‌سازی مستمری‌ها در طی زمان با توجه به تغییر قیمت‌ها و هزینه‌های زندگی و همچنین شرایط اقتصادی–اجتماعی نیز بسیار اهمیت دارد.

۲–۲– مرور تجربهٔ جهانی در متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی و پیشینه پژوهش

شیوهٔ متناسب‌سازی مستمری‌ها بسته به نوع خدمت اجتماعی، نهاد ارائه‌دهنده و اهداف کشورها می‌تواند متفاوت باشد. جدول ۱، به‌خوبی تنوع و تفاوت‌ها را نشان می‌دهد. در این جدول شیوهٔ ارزش‌گذاری دوباره دستمزدهای پیشین نیز ارائه شده است که مقایسه را آسان‌تر می‌کند. ارزش‌گذاری مجدد دستمزدهای پیشین از آن جهت اهمیت دارد که در برخی کشورها در محاسبه مستمری بازنشستگی، کل حق‌بیمه‌های سال‌های گذشته دوران اشتغال در نظر گرفته می‌شود و

۱. نرخ حق‌بیمه تأمین اجتماعی (نرخ کسورات در سازمان بازنشستگی کشوری) در ایران در طی سال‌های گذشته تغییر نکرده و به‌طور کل در کشورهای دیگر نیز از ثبات نسبی بالایی برخوردار است.

در صورتی‌که ارزش‌گذاری دوباره این حق‌بیمه سال‌های قبل با نرخ پایینی صورت گیرد به مستمری پایین‌تری منجر می‌شود. در حقیقت دو نوع متناسب‌سازی وجود دارد؛ یکی متناسب‌سازی پیش از بازنشستگی، که ارزش‌گذاری و تعدیل دستمزدها و حق‌بیمه‌های پرداختی در دوران اشتغال است و دیگری متناسب‌سازی پس از بازنشستگی، که تعدیل مستمری بازنشستگی می‌باشد. هر دوی این متناسب‌سازی‌ها بر مبلغ مستمری بازنشستگی اثرگذارند و در یک رویکرد جامع هر دو باید در نظر گرفته شوند.

در هر دو مورد نیز متناسب‌سازی می‌تواند به شیوه‌های مختلفی با لنگر بر نرخ‌هایی متفاوت انجام شود. به‌عنوان مثال می‌توان از نرخ تورم به‌عنوان لنگر استفاده کرد که در این صورت ارزش‌گذاری دستمزدهای پیشین یا مستمری‌های بازنشستگی متناسب با افزایش هزینه‌های زندگی تعدیل می‌شوند، یا در یک شیوه دیگر می‌توان نرخ رشد دستمزد را لنگر ساخت که معمولاً نرخ بالاتری از تورم است، زیرا رشد بهره‌وری را علاوه بر رشد قیمت‌ها در دل خود دارد. تعدیل مستمری‌های بازنشستگی با لنگر بر نرخ رشد دستمزد به این معنی است که بازنشستگان نیز از نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار بهره‌مند خواهند شد. یا لنگرسازی با رشد اسمی اقتصاد و تولید که نرخ بازده سرمایه را نیز در بر می‌گیرد و به‌لحاظ نظری نرخی بالاتر از نرخ رشد دستمزد و تورم می‌باشد.

جدول ۱. متناسب‌سازی پارامترهای مختلف سیستم بازنشستگی در چند کشور منتخب

موضوع متناسب‌سازی	پیش و پس از بازنشستگی	بدون قاعده	قاعده‌مند با لنگر بر نرخ			
			تورم	رشد دستمزد	رشد اقتصادی	ترکیبی
ارزش‌گذاری دستمزدهای پیشین		چین- تایپه، هلند، پاکستان، فیلیپین و تایلند	بلژیک، دانمارک، فرانسه، اسپانیا و کره جنوبی	اتریش، کانادا، یونان، مجارستان، ایسلند، ژاپن، لوکزامبورگ، نروژ، لهستان، اسلواکی، سوئیس، بریتانیا، ایالات متحده و ویتنام، ایران	ایتالیا و ترکیه	فنلاند، آلمان، سوئد و پرتغال
مستمری‌های بازنشستگی	رویکرد یکسان	چین- تایپه، هلند، پاکستان، فیلیپین و تایلند	بلژیک، فرانسه، اسپانیا و کره‌جنوبی	نروژ، ایسلند و ویتنام		فنلاند، سوئد و پرتغال
	رویکرد متفاوت	اتریش، یونان، ایرلند و دانمارک، ایران	ایتالیا، ژاپن، نروژ، لهستان، پرتغال، ترکیه، بریتانیا و ایالات متحده و کانادا	آلمان		مجارستان، لوکزامبورگ، اسلواکی و سوئیس

منبع: پیگو و سانه، ۲۰۰۹

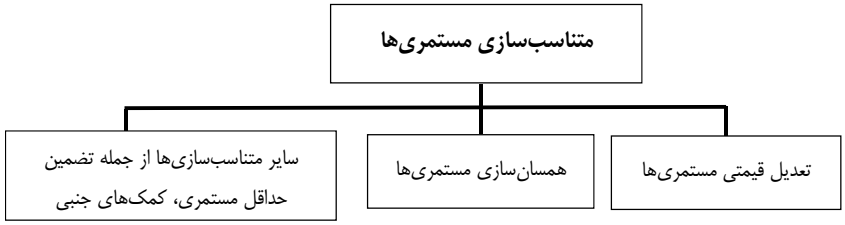
چند نکته مهم در جدول ۱ مشهود است. نخست این‌که کشورها شیوه‌های متناسب‌سازی متفاوتی را به‌کار گرفته‌اند. برای مثال، در متناسب‌سازی مبلغ مستمری‌های بازنشستگی که موضوع اصلی این گزارش است می‌توان دید که همهٔ شیوه‌ها، ازجمله متناسب‌سازی با لنگر بر نرخ تورم، نرخ رشد دستمزد، ترکیبی و یا بدون قاعده رایج بوده و در حقیقت کشورها بر اساس ویژگی‌های نهادی و شرایط داخلی خود شیوه‌های متفاوتی را برگزیده‌اند (هوهنرلین[1] ۲۰۱۹، پیگو و سانه ۲۰۰۹، وایت‌هاوس[2] ۲۰۰۹)؛ اما نکته دوم این‌که حتی در داخل کشورها نیز اغلب شیوه متناسب‌سازی پیش از بازنشستگی و پس از بازنشستگی از یکدیگر متفاوتند. چگونه می‌توان این تفاوت‌ها را درک کرد؟

باید توجه داشت که یکسری سنت‌ها از قدیم در سیستم‌های بازنشستگی وجود داشته است. در گذشته مستمری تنها براساس دستمزد یک سال یا دو سال پایانی محاسبه می‌شده که به معنی تعدیل ضمنی دستمزد و حق‌بیمه‌های پیشین با نرخ رشد دستمزد می‌باشد. اگرچه در نتیجه اصلاحات سیستم‌های بازنشستگی امروزه در بیشتر کشورها حق‌بیمه کل دوران اشتغال در محاسبات لحاظ می‌شود، اما این رویکرد سنتی بیشتر حفظ شده است. به‌طوری‌که در جدول ۱ می‌توان دید از ۳۰ کشور مورد بررسی همچنان در نیمی از آن‌ها از نرخ رشد دستمزد در ارزش‌گذاری مجدد دستمزدهای پیشین استفاده می‌شود، در حالی‌که نیمی دیگر از کشورها در اصلاحات رویکردی سخت‌گیرانه‌تر (نرخ تورم که معمولاً از رشد دستمزد پایین‌تر است) یا رویکردی سخاوتمندانه‌تر (رشد اقتصاد یا ترکیبی با هدف برخورداری شاغلین از رشد غیردستمزدی اقتصاد) داشته‌اند. یا سنت دیگری که از قدیم در سیستم‌های بازنشستگی وجود داشته، تعدیل مستمری‌های بازنشستگان بر اساس تورم یا بدون قاعده (براساس صلاحدید سیاست‌گذاران) بوده است. در حقیقت، تعدیل قیمتی خودکار مستمری‌ها در واکنش به نرخ تورم از زمان بحران جهانی قیمت نفت در اوایل دهه ۷۰ میلادی وجود داشته است (هوهنرلین، ۲۰۱۹). به‌طوری‌که می‌توان دید از ۳۰ کشور مورد بررسی، همچنان در ۱۸ کشور این رویکرد سنتی حفظ شده؛ بنابراین تفاوت متناسب‌سازی پیش از بازنشستگی (رشد دستمزد) با متناسب‌سازی پس از بازنشستگی (بدون قاعده یا با تورم) از گذشته وجود داشته است.

اما امروزه با وجود این تفاوت سنتی و قدیمی برخی از کشورها مانند آلمان، نروژ، ایسلند، ویتنام یا فنلاند، سوئد، پرتغال، مجارستان، لوکزامبورگ، اسلواکی و سوئیس، در اصلاحات بازنشستگی خود تلاش کرده‌اند تا بازنشستگان نیز از رشد دستمزد که معمولاً به‌دلیل رشد

1. Hohnerlein
2. Whitehouse

بهره‌وری بالاتر از تورم است، برخوردار شوند. حتی طبق گزارش سازمان همکاری‌های اقتصادی (OECD) برای سال ۲۰۱۹، می‌توان مشاهده کرد که کشورهای لیتوانی، اسلونی، جمهوری‌چک، استونی، یونان، لاتویا و لهستان نیز به این سمت حرکت کرده‌اند. در حقیقت این کشورها رویکرد غالب و سنتی جهانی که تغییرات قیمت و تورم را مبنای متناسب‌سازی میزان مستمری‌های پرداختی قرار می‌دهند را ناکافی دانسته‌اند. در متناسب‌سازی بر اساس تورم، هدف، حفظ کفایت مستمری با توجه به افزایش قیمت کالاها و خدمات مصرفی می‌باشد. البته برخی کارشناسان و پژوهشگران با توجه به نیازهای متفاوت سالمندان و بازنشستگان معتقد هستند که یک شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) تعدیل شده باید برای این منظور استفاده شود (کاشل[1] ۲۰۱۰، مانل و چن[2] ۲۰۱۵)، اما به‌هر حال هدف، همچنان تعدیل قیمتی می‌باشد، این در حالی است که در رویکرد نسبی به مقولهٔ فقر و رفاه، اگرچه با تعدیل بر مبنای تورم، قدرت خرید مستمری‌بگیران حفظ می‌شود، اما همچنان ممکن است استانداردهای زندگی بازنشستگان به نسبت شاغلان یا بازنشستگان به تدریج تضعیف شود. در حقیقت، این کشورها برخلاف رویکرد غالب، حفظ نرخ جایگزینی نسبی[3] را هدف قرار داده‌اند. این رویکرد به متناسب‌سازی را می‌توان همسان‌سازی مستمری‌ها[4] نامید. شکل ۱، طبقه‌بندی انواع شیوه‌های متناسب‌سازی را نمایش می‌دهد که در آن به سایر متناسب‌سازی‌ها از جمله تضمین حداقل مستمری یا کمک‌های جنبی برای بالابردن کفایت مزایا نیز اشاره شده است.



شکل ۱. انواع شیوه‌های متناسب‌سازی

1. Cashell
2. Munnell & Chen
3. Relative replacement rate
4. Pension equalization

البته دولت‌ها شاید به دو دلیل به تعدیل قیمتی مستمری‌ها بر اساس تورم به‌جای دستمزد، تمایل دارند. دلیل نخست این‌که رشد دستمزدها در بلندمدت به‌اندازهٔ بهره‌وری نیروی کار از رشد قیمت‌ها و تورم بالاتر است و بنابراین همسان‌سازی و تعدیل با این نرخ مخارج مستمری را بیشتر افزایش می‌دهد. حتی در کشورهایی که در متناسب‌سازی بر مبنای رشد دستمزد و همسان‌سازی حرکت کرده‌اند نیز در واقع همه چیز مشروط به شرایط مالی مناسب و پایداری صندوق‌های بازنشستگی شده است (بیتزما و بوچویل[1] ۲۰۱۱، هوهنرلین ۲۰۱۹، وردینگ و گودزوارد[2] ۲۰۰۷). بیکر و ولار[3] (۲۰۰۷) به سیستم بازنشستگی هلند پیشنهاد می‌کنند که یک رویکرد بدون قاعده در متناسب‌سازی را در پیش بگیرد زیرا همانطورکه در شبیه‌سازی‌های خود نشان می‌دهند، تعدیل قیمتی کامل و تضمینی مستمری‌ها از نظر مالی[4] امکان‌پذیر نیست. در کشورهای کانادا، آلمان، لوکزامبورگ، هلند، لهستان و سوئد، متناسب‌سازی با هر رویکردی مشروط به پایداری مالی صندوق است، یا در کشورهای یونان، مجارستان و پرتغال متناسب‌سازی سخاوتمندانه بر اساس رشد اقتصاد تنها به شرط وضعیت مالی مناسب صندوق‌ها اجرایی می‌شود (OECD، ۲۰۱۹). دلیل دوم این‌که تعدیل مستمری‌ها بر اساس رشد دستمزد با حفظ جایگاه نسبی بازنشستگان نسبت به شاغلان می‌تواند از انگیزهٔ نیروی کار برای عرضهٔ کار و اشتغال بکاهد. افراد جوان و نیروی کار به دلیل فعالیت اقتصادی و عرضهٔ نیروی کار باید حق این را داشته باشند تا بتوانند جایگاه نسبی خود را در جامعه ارتقا دهند. در این راستا نیز بسیاری از کشورها محدودیت‌هایی در متناسب‌سازی با نرخ رشد دستمزد داشته‌اند. در ژاپن متناسب‌سازی مستمری‌ها با رشد دستمزد تنها برای افراد کمتر از ۶۷ سال است، در حالی‌که مستمری افراد بالاتر از ۶۸ سال سن تنها با قیمت‌ها تعدیل می‌شود (OECD، ۲۰۱۹).

با وجود این تفاوت رویکردها بین کشورهای مختلف در متناسب‌سازی، مشاهده می‌شود که بیشتر کشورهای عضو OECD یک سیستم متناسب‌سازی خودکار را به‌کار گرفته‌اند و بیشتر با تصریح آن (قاعده) در قانون، تعیین مزایا را از دست‌کاری‌های سیاسی دور کرده‌اند (پیگو و سانه، ۲۰۰۹: ۲۲). با این وجود، در برخی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران همچنان متناسب‌سازی مستمری‌ها بدون قاعده و بر اساس صلاحدید سیاست‌گذاران با توجه به شرایط اقتصادی، سیاسی و اجتماعی انجام می‌شود؛ و نکته جالب توجه این‌که با وجود چندین دهه تورم‌های بالا و ضرورت مسئله، هنوز هیچ پژوهشی در ایران در خصوص مشخص شدن شیوه

1. Beetsma & Bucciol
2. Vording & Goudswaard
3. Bikker & Vlaar
4. Unaffordable

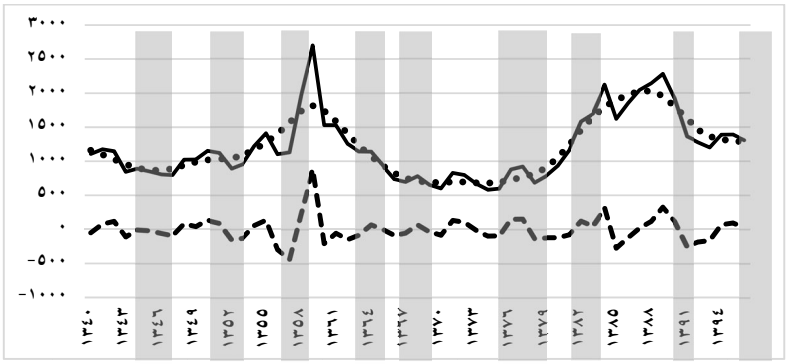
تصمیم‌گیری دولت‌ها در انتخاب نرخ متناسب‌سازی و عوامل تأثیرگذار بر مبلغ مستمری‌های بازنشستگی و متناسب‌سازی سالانه آن‌ها انجام نشده است. این مقاله به دنبال پر کردن این شکاف پژوهشی می‌باشد.

۳- روش‌شناسی، معرفی داده‌ها و متغیرهای پژوهش

مستمری‌های بازنشستگی تحت تأثیر عوامل اقتصادی، سیاسی و اجتماعی مختلفی قرار دارند. پیش از این به یکسری عوامل مهم تأثیرگذار از قبیل شرایط جمعیتی، شرایط مالی سازمان تأمین اجتماعی و شرایط کلان اقتصادی کشور اشاره شد که روند بلندمدت مستمری‌ها را تعیین می‌کنند. معادله (۳)، رابطه مورد نظر برای توضیح روند زمانی بلندمدت متوسط مستمری‌های بازنشستگی را نشان می‌دهد.

$$\log(\text{Pension}) = \alpha_1 DR + \alpha_2 \log(CR) + \alpha_3 \log(IR) + \alpha_4 \log(HE) + \alpha_5 \log(MW) + \alpha_6 \log(GDP) + \alpha_7 Inf \quad (۳)$$

در معادله بالا متغیر Pension روند بلندمدت متوسط مستمری‌های بازنشستگی پرداختی سازمان تأمین اجتماعی می‌باشد. متوسط مستمری پرداختی به بازنشستگان سازمان تأمین اجتماعی از سال ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۶ در جدول پ.۱ پیوست مقاله آمده است. مبلغ مستمری ماهانهٔ بازنشستگان به‌صورت اسمی از حدود ۴۰۰ تومان در سال ۱۳۴۰ به بیش از یک میلیون و ۳۰۸ هزار تومان در سال ۱۳۹۶ رسیده، که نشان‌دهندهٔ رشد متوسط (هندسی) ۱۵/۳ درصد سالیانه است. به‌منظور درک بهتر ارقام و روندها، مقدار حقیقی‌شدهٔ مستمری‌ها به قیمت‌های سال ۱۳۹۶ در نمودار ۲ نمایش داده شده است.



شکل ۲. مقادیر حقیقی (___)، روند زمانی (...) و تغییرات چرخه‌ای (_ _) متوسط مستمری بازنشستگان – هزار تومان، قیمت‌های ۱۳۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

می‌توان دید که مستمری‌های بازنشستگی مانند دیگر داده‌های سری زمانی و متغیرهای اقتصاد کلان از دو مشخصه روند زمانی[1] به دلیل ویژگی انباشتگی[2] این متغیرها در طی زمان و دوم وجود چرخه‌های زمانی یا نوسانات حول این روند برخوردارند. به‌منظور تعیین روند بلندمدت مستمری‌ها از فیلتر هودریک-پرسکات[3] استفاده شده است، که در آن جزء روند بر اساس رابطه (۴) برآورد می‌شود:

$$\text{Min } \sum_{t=1}(y_t-T_t)^2+\lambda\sum_{t=1}\left[(T_{t+1}-T_t)-(T_t-T_{t-1})\right]^2 \qquad (۴)$$

قسمت اول برازش روند T_t است و تغییرات متغیر y_t از روند را حداقل می‌کند. قسمت دوم خود به دنبال حداقل‌سازی تغییرات روند می‌باشد و نوسانات آن را با ضریب λ جریمه می‌کند. هرچه این ضریب بالاتر باشد، روند به یک خط مستقیم تبدیل می‌شود. در کنار کاربرد گستردهٔ این فیلتر در مطالعات، یکسری نواقص نیز وجود دارد که مهم‌ترین آن‌ها احتیاط و دقّت در انتخاب ضریب هموارسازی است. راون و اوهلیگ[4] (۲۰۰۲)، با بررسی ساختار انواع داده‌ها، مقدار مناسب ضریب هموارسازی برای داده‌های سالیانه را ۶/۲۵ برآورد کرده‌اند. با اعمال این فیلتر، نتایج به‌دست‌آمده یعنی جزء روند و چرخه‌ای متوسط مستمری‌های بازنشستگان در شکل ۲ از یکدیگر تفکیک و نمایش داده شده است. اگر فاصلهٔ بین دو نقطهٔ اوج یک چرخهٔ کامل (رکود و رونق) تعدیل مستمری در نظر گرفته شود، چرخه‌هایی قابل‌استخراج است که در شکل ۲ سال‌های رکودی این چرخه‌ها به رنگ خاکستری نشان داده شده است. همان‌طورکه می‌توان دید، رکود اخیر سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ از نظر اندازه و مدت بسیار شدید بوده، به‌طوری‌که در طی این ۴ سال به دلیل تحریم، رکود و تورم‌های بالا مقدار حقیقی‌شدهٔ مستمری‌ها حدود ۴۷ درصد کاهش یافته است.

در توضیح روند بلندمدت مستمری‌ها عوامل گوناگونی تأثیرگذارند که در معادله (۳) در مدل تصریح شده‌اند. در این معادله DR نرخ پشتیبانی جمعیتی (نسبت تعداد پرونده‌های مستمری به تعداد بیمه‌شدگان سازمان تأمین اجتماعی)، CR مقدار حقیقی‌شده درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی از حق‌بیمه، IR مقدار حقیقی‌شده درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی از سرمایه‌گذاری‌ها، HE مقدار حقیقی‌شده مخارج درمان سازمان تأمین اجتماعی، MW مقدار حقیقی‌شده حداقل دستمزد سال‌های مختلف، GDP تولید ناخالص داخلی حقیقی و Inf تورم می‌باشد. در حقیقی

1. Trend
2. Integration
3. Hodrick & Prescott
4. Ravn & Uhlig

کردن متغیرها از شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی ایران برای سال ۱۳۹۶ استفاده شده است. پیش از این گفته شد که انتظار می‌رود نرخ پشتیبانی جمعیتی بالاتر، درآمدهای بالاتر از محل حق‌بیمه یا سرمایه‌گذاری‌ها، مخارج جایگزین کمتر مثل مخارج درمان، حدأقل دستمزد بالاتر (از آنجائی‌که در ایران حدأقل دستمزد طبق قانون کف مستمری‌ها نیز محسوب می‌شود) و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی بر مستمری‌ها داشته و تورم بالاتر نیز مبلغ اسمی آن را افزایش دهد.

این متغیرها متوسط مستمری‌های برقرار شده و روند آن در طی زمان را توضیح می‌دهند. با این وجود همان‌طورکه پیش از این گفته شد، متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران بدون قاعده مشخصی انجام می‌شود و یکی از مهم‌ترین اهداف این مقاله شناخت عوامل اقتصادی و سیاسی تأثیرگذار بر متناسب‌سازی مستمری‌ها در ایران است؛ به عبارت دیگر در کنار عواملی که بر سطح مستمری در بلندمدت اثرگذارند، در کوتاه‌مدت یکسری عوامل اقتصادی و سیاسی دیگر نیز اهمیت دارند که نرخ متناسب‌سازی سالانه مستمری‌ها را توضیح می‌دهند. تأثیرگذاری عوامل سیاسی از آن جهت است که در ایران متناسب‌سازی مستمری‌ها به صلاحدید هیئت‌وزیران انجام می‌شود. معادله (۵)، رابطه مورد نظر برای توضیح نرخ متناسب‌سازی سالانه مستمری‌ها را نشان می‌دهد.

$$Indexation\ Rate = \alpha_1 Inf + \alpha_2 gCR + \alpha_3 gIR + \alpha_4 gGDP + \alpha_5 PE + \alpha_6 PAE + \alpha_7 Peq \quad (۵)$$

در معادله بالا Indexation rate نرخ سالانه متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی است. ازآنجایی‌که در ایران متناسب‌سازی بدون قاعده بوده و دولت و سازمان تأمین اجتماعی در سال‌های مختلف نرخ‌های تعدیل متفاوتی را به‌کار گرفته‌اند، نرخ تعدیل مشخص و معینی وجود ندارد و نیازمند محاسبه می‌باشد. این‌که نرخ تعدیل برابر نرخ رشد سالانه متوسط مستمری‌ها در نظر گرفته شود، درست نیست زیرا رشد سالیانهٔ متوسط مستمری‌ها تنها تعدیل مستمری‌های سابق را نشان نمی‌دهد و تا اندازهٔ زیادی از مستمری‌های برقراری جدید (بازنشستگان جدید) تأثیر می‌پذیرد، که همواره به‌دلیل افزایش با نرخ دستمزد، بسیار بالاتر از مستمری‌های پیشین هستند.

برای محاسبه دقیق‌تر نرخ تعدیل سالانه می‌توان میزان مستمری افراد در سال برقراری و مستمری آن‌ها در سال ۱۳۹۶ را مورد مقایسه قرار داد. متوسط حقوق دو سال پایانی (مستمری برقراری) و مستمری سال ۱۳۹۶ برای افرادی که در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ بازنشسته شده‌اند بر اساس سال برقراری در جدول پ.۲ پیوست ارائه شده است. شیوه محاسبه نرخ تعدیل به این صورت است که به‌عنوان مثال، افراد بازنشسته سال ۱۳۵۷ را در نظر بگیرید. مستمری این افراد در سال ۵۷ یعنی سال برقراری، برابر متوسط حقوق دو سال پایانی (W_{1357}) آن‌هاست (نرخ

جایگزینی ۱۰۰ درصد) و این مستمری طی ۳۹ سال به ۲ میلیون و ۱۰۷ هزار تومان در سال ۱۳۹۶ (Pen_{1396}) رسیده است. تعدیل سالیانه با نرخ r به‌صورت مرکب بر اساس رابطه (۶) اتفاق افتاده است.

$$Pen_{1396} = W_{1357}(1 + r_{1357})(1 + r_{1358})(1 + r_{1359}) \dots (1 + r_{1396}) \quad (۶)$$

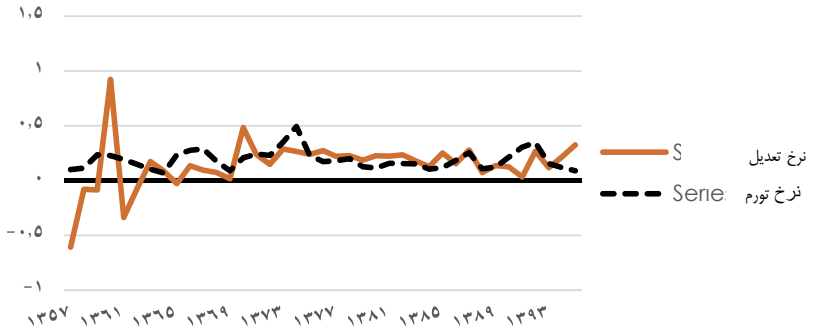
بر این اساس، می‌توان میزان کل تعدیلات مستمری در این ۳۹ سال را با فرمول (۷) به‌دست آورد. همین رابطه برای مستمری‌های برقراری سال ۱۳۵۸ نیز نشان داده شده است.

$$\frac{Pen_{1396}}{W_{1357}} = (1+r_{1357})(1+r_{1358})(1+r_{1359}) \dots (1+r_{1396})$$
$$\frac{Pen_{1396}}{W_{1358}} = (1+r_{1358})(1+r_{1359}) \dots (1+r_{1396}) \quad (۷)$$

این دو گروه از بازنشستگان در ۳۸ سال از تعدیل شرایط یکسانی داشته‌اند و تنها از نظر تعدیل سال ۱۳۵۷ با یکدیگر تفاوت دارند. برای بازنشستگان سال ۱۳۵۷ مستمری با نرخ r_{1357} افزایش یافته و برای سال‌های بعد از آن همراه با بازنشستگان سال ۱۳۵۸ از تعدیل یکسانی برخوردار شده است. با تقسیم این دو عبارت بر یکدیگر می‌توان نرخ تعدیل سال ۱۳۵۷ را به شکل زیر به دست آورد:

$$r_{1357} = \frac{\left(\frac{Pen_{1396}}{W_{1357}}\right)}{\left(\frac{Pen_{1396}}{W_{1358}}\right)} - 1 \quad (۸)$$

نرخ‌های تعدیل سالیانهٔ مستمری‌ها که بر اساس رابطه (۸) محاسبه شده در شکل ۳ در کنار تورم سالانه نشان داده شده است. همان‌گونه مشاهده می‌شود، نرخ تعدیل مستمری، رابطهٔ مستقیمی با تورم دارد و ضریب همبستگی آن‌ها حدود ۲۳ درصد می‌باشد.



شکل ۳. نرخ‌های تورم و تعدیل سالیانهٔ مستمری بازنشستگان در دورهٔ ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۵

منبع: آمار تورم بانک مرکزی و یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه در رابطه (۵) مشاهده می‌شود، در کنار تورم Inf، عوامل مختلف دیگری نیز بر نرخ تعدیل تأثیر گذارند که با gCR نرخ رشد درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی از حق‌بیمه، gIR نرخ رشد درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی از سرمایه‌گذاری‌ها، gGDP نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، PE متغیر دودویی سال‌های انتخابات ریاست‌جمهوری، PAE متغیر دودویی سال‌های انتخابات مجلس شورای اسلامی و Peq متغیر دودویی نشانگر سال‌هایی که قوانین مربوط به همسان‌سازی مستمری‌ها در سازمان تأمین اجتماعی اجرا شده، نشان داده شده‌اند. به‌منظور شناخت بهتر این قوانین، در ادامه به مهم‌ترین قوانین مرتبط با همسان‌سازی و متناسب‌سازی مستمری‌های تأمین اجتماعی پرداخته خواهد شد.

۳-۱- متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران

از نظر قانونی (بند (ب) مادهٔ ۱۲ قانون برنامهٔ ششم توسعه) سازمان تأمین اجتماعی مکلف به متناسب‌سازی مستمری‌هاست؛ اما همان‌طورکه پیش از این گفته شد، متناسب‌سازی مزایا و مستمری‌ها بسته به نوع خدمت، نوع طرح و اهداف کشورها متفاوت می‌باشد و می‌توان آن‌ها را طبق شکل ۱ به سه دستهٔ تعدیل قیمتی مستمری‌ها، همسان‌سازی مستمری‌ها و سایر متناسب‌سازی‌ها از جمله تضمین حداقل مستمری یا کمک‌های جنبی برای بالابردن کفایت مزایا طبقه‌بندی کرد.

۳-۱-۱- قوانین مرتبط با تعدیل قیمتی مستمری‌ها

مهم‌ترین قانون، مرتبط با تعدیل قیمتی مستمری‌ها مادهٔ ۹۶ قانون تأمین اجتماعی سال ۱۳۵۴ است که سازمان تأمین اجتماعی را مکلف می‌کند مستمری‌ها را در فواصل زمانی که حداکثر از یک‌سال کمتر نباشد باتوجه‌به هزینهٔ زندگی، با تصویب هیئت‌وزیران به همان نسبت افزایش دهد. در این قانون رویکرد متناسب‌سازی مشخص شده که مستمری‌ها باید بر اساس هزینه‌های زندگی تعدیل شوند و بنابراین هدف آن حفظ قدرت خرید است، اما نکتهٔ مهم این است که شاخص و نرخ تعدیل به‌صورت یک قاعده مشخص نشده و به هیئت‌وزیران محوّل شده است.

۳-۱-۲- قوانین مرتبط با همسان‌سازی مستمری‌ها

با وجود این‌که رویکرد حفظ قدرت خرید و تعدیل قیمتی مستمری‌ها در قانون تصریح شده، مطالبهٔ همسان‌سازی در میان بازنشستگان همواره وجود داشته است. دلیل وجود این مطالبه نابرابری در میان مستمری‌ها می‌باشد و دلیل ایجاد نابرابری نیز این است که مستمری بازنشستگان جدید برحسب دستمزد دو سال آخر تعیین می‌شود و بنابراین رشد دستمزدها بر آن تأثیرگذارند، حال آن‌که بازنشستگان سال‌های قبل از رشد دستمزدهای حقیقی و بهره‌وری

محروم هستند. به همین دلیل همواره شکافی بین بازنشستگان قدیمی و جدید وجود دارد. همین مطالبه همسان‌سازی موجب شده است تا اولین بار در قانون بودجهٔ ۱۳۸۱، دولت، سازمان تأمین اجتماعی را به همسان‌سازی حقوق مستمری‌بگیران پیش از ۱۳۷۹ با مستمری‌بگیران بعد از سال ۱۳۷۹ موظف کند. در نتیجهٔ این قانون، سازمان تأمین اجتماعی نیز مطابق بخشنامهٔ شمارهٔ ۴۰ سازمان نسبت به هماهنگ‌سازی مستمری‌ها اقدام کرده است.

یکی دیگر از قوانین مهم در ارتباط با همسان‌سازی مربوط به مادهٔ ۳۹ قانون بودجهٔ سال ۱۳۸۸ است که دولت، با درنظرگرفتن مبلغ ۲۵ هزار میلیارد ریال سهام شرکتی، سازمان تأمین اجتماعی را به همسان‌سازی مستمری‌ها مکلف کرد و سازمان تأمین اجتماعی نیز بر اساس مصوبهٔ هیئت‌وزیران و در جهت توزیع عادلانه، میزان یارانهٔ پرداختی به مستمری‌بگیران تأمین اجتماعی را به‌صورت پلکانی معکوس تعیین کرده است. به این صورت مستمری افراد با حقوق کمتر از ۲۳۵ هزار تومان بیش از ۳۵ درصد افزایش یافته و این نرخ در سطوح بالاتر کمتر بوده تا سطح مستمری بیشتر از ۱ میلیون تومان که ۱/۵ درصد افزایش را در این سال و به‌موجب این قانون تجربه کرده است. این قانون، اگرچه در بودجهٔ سال‌های بعد گنجانده نشده، اما توسط سازمان تأمین اجتماعی ادامه یافته و مستمری‌های یارانه‌ای به همان روش پرداخت شده است. متوسط یارانهٔ پرداختی و مخارج مستمری سازمان در سال‌های مختلف در جدول ۲ ارائه شده و همان‌طورکه می‌توان دید، این همسان‌سازی در سال ابتدایی بیش از ۱۰ درصد کل مخارج سازمان هزینه داشته است که البته سهم آن در سال ۱۳۹۶ به دلیل عدم تعدیل مبلغ یارانه و همچنین بالا رفتن مخارج سازمان به حدود ۱/۷ درصد کاهش یافته است.

جدول ۲. میانگین و مخارج مستمری یارانه‌ای مادهٔ ۳۹ قانون بودجهٔ ۱۳۸۸ در سال‌های بعد –ارقام به میلیارد تومان

سال	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤	۱۳۹۵	۱۳۹٦
میانگین ماهانه یارانه	۹۸	۱۰۱	۱۰۵	۱۰۹	۱۱۰	۱۰۹	۱۰۸	۱۰۷	۱۰۶
عملکرد سالانه هزینه‌ای	۱۱۷۶	۱۲۱۴	۱۲۶۶	۱۳۱۰	۱۳۱۸	۱۳۰۴	۱۲۹۹	۱۲۸۹	۱۲۷۳
٪ از مخارج مستمری	۱۰/۲	۸/۸	۷/۹	۶/۲	۴/۵	۳/۲	۲/۵	۲/۱	۱/۷

منبع: خندان، ۱۳۹۹

۳–۱–۳– سایر متناسب‌سازی‌ها مستمری‌ها

قوانین دیگری نیز برای ارتقای مبلغ مستمری وجود داشته که دو نوع عمدهٔ این قوانین عبارت‌اند از قوانین مرتبط با تضمین حداقل مستمری و قوانین مربوط به کمک‌های جنبی. نخستین و مهم‌ترین قانون در ارتباط با تضمین حداقل مستمری مادهٔ ۱۱۱ قانون تأمین اجتماعی سال ۱۳۵۴ است که به‌موجب آن سازمان تأمین اجتماعی موظف شده است تا حداقل مستمری برابر حداقل دستمزد را تضمین کند. این سطح تضمین‌شده برای افرادی است که از حداقل ۲۰ سال

سابقه برخوردار باشند. افراد با سابقهٔ کمتر از این میزان و همچنین مشمولان قانون تعیین تکلیف از این قانون مستثنی هستند. از دیگر قوانین مرتبط با ارتقای مستمری‌های حداقل می‌توان به بخشنامهٔ شمارهٔ ۶۹ سال ۱۳۹۵ و بخشنامهٔ شمارهٔ ۷۱ سال ۱۳۹۶ فنی مستمری‌ها اشاره کرد، که طبق آن‌ها حداقل مستمری به‌ترتیب برابر ۹۰۰ هزار تومان برای سال ۱۳۹۵ و ۱ میلیون ۱۰۰ هزار تومان برای سال ۱۳۹۶ تعیین شده (بیش از ۱/۱ برابر حدأقل دستمزد آن سال‌ها) است. این قانون طبق محاسبات دفتر فنی مستمری‌ها در سال ۱۳۹۵ حدود ۱۹۲ میلیارد تومان به قیمت‌های جاری آن سال بار مالی داشته است.

افزون بر موارد ذکر شده در طول سالیان گذشته متناسب‌سازی مستمری بازنشستگان از طریق پرداخت یکسری کمک‌های جنبی نیز صورت گرفته است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به عیدی، کمک‌هزینهٔ معشیت مستمری‌بگیران (مصوب ۱۳۶۶)، کمک‌هزینهٔ عائله‌مندی (مصوب ۱۳۷۱)، کمک‌هزینهٔ اولاد (مصوب ۱۳۷۱ که از سال ۸۳ به فرزندان چهارم به بعد تعلق نمی‌گیرد)، حق سنوات (مصوب ۱۳۷۶ برای بازنشستگان با بیش از ۲۰ سال سابقه)، کمک‌هزینهٔ مسکن (مصوب ۱۳۸۱) و کمک‌هزینهٔ همسر متکفل فرزند (مصوب ۱۳۸۱) اشاره کرد. جدول ۳، میزان کمک‌های جنبی سازمان را در واحدهای پولی و همچنین به‌صورت درصدی از مستمری بازنشستگی و درصدی از کل حقوق و مزایای مستمری‌بگیران (شامل مستمری بازنشستگی، مستمری بازماندگان، ازکارافتادگی، غرامت دستمزد، کمک‌های جنبی، کمک ازدواج و پورسانتاژ واگذاری مزایای کوتاه‌مدت به کارفرمایان) نشان می‌دهد. نسبت کمک‌های جنبی به مستمری بازنشستگی نشان می‌دهد که این کمک‌ها تا چه میزان مستمری‌های بازنشستگی را به‌طور متوسط افزایش داده‌اند. نسبت دوم، یعنی نسبت کمک‌های جنبی به کل مخارج حقوق و مزایای مستمری‌بگیران نیز بار مالی این کمک‌های جنبی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که می‌توان دید، کمک‌های جنبی بین ۲۰ تا ۲۶ درصد مستمری‌های بازنشستگی را افزایش داده و حدود ۱۵ درصد از کل مخارج بلندمدت سازمان را تشکیل می‌دهند. این دو عدد نشان می‌دهند که کمک‌های جنبی هم از نظر رفاه و معیشت مستمری‌بگیران و هم از نظر بار مالی برای سازمان بسیار قابل‌توجه هستند.

جدول ۳. میزان کمک‌های جنبی بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶

سال	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹٤	۱۳۹۵	۱۳۹٦
مبلغ (هزار میلیارد تومان)	۲۲/۷	۲۹/۰۶	۳۹/۵۹	۴۵/۲۹	۵۱/۸۱	۶۰/۷۳
٪ نسبت به مستمری بازنشستگی	۲۶/۲۱	۲۴/۶۲	۲۴/۷۳	۲۲/۶۵	۲۰/۹۳	۲۰/۲
٪ نسبت به کل حقوق و مزایای مستمری بگیران	۱۵/۵	۱۴/۸۴	۱۴/۹۸	۱۳/۹۲	۱۳/۰۶	۱۲/۸۹

۴- یافته‌های پژوهش از عوامل مؤثر بر سطح مستمری‌ها و نرخ متناسب‌سازی در ایران

مدل‌های توضیح دهنده سطح متوسط مستمری‌های بازنشستگی و نرخ متناسب‌سازی مستمری‌ها که در قسمت‌های قبل مطرح شده مورد برآورد قرار گرفته است و در این قسمت از مقاله به مهم‌ترین یافته‌های به‌دست آمده پرداخته می‌شود.

۴-۱- عوامل اقتصادی و سیاسی توضیح دهنده روند بلندمدت مستمری‌های بازنشستگی در ایران

برای توضیح عوامل اثرگذار بر روند مستمری‌ها، مدل لگاریتمی معادله (۴)، به روش حدأقل مربعات معمولی (OLS) مورد برآورد قرار گرفته که نتایج آن در جدول ۴ نشان داده شده است. عوامل مختلفی در توضیح روند بلندمدت مستمری‌ها به کار گرفته شده، که می‌توان آن‌ها را در سه دسته شرایط جمعیتی (نسبت پشتیبانی جمعیتی)، شرایط مالی و بیمه‌ای صندوق بازنشستگی (متغیرهای درآمد حاصل از حق‌بیمه، درآمد حاصل از سرمایه‌گذاری و مخارج درمانی صندوق) و شرایط اقتصادی کشور (حدأقل دستمزد، تورم و سطح تولید ناخالص داخلی) تقسیم‌بندی کرد. پیش از این و در قسمت دوم مقاله با ارائه یک مدل نظری، انتظار می‌رود مستمری‌های بازنشستگی با نسبت پشتیبانی، درآمدهای سازمان از محل حق‌بیمه یا درآمدهای حاصل از سرمایه‌گذاری و حدأقل دستمزد (که همچنین سطح حدأقل مستمری محسوب می‌شود) رابطه مثبت، داشته و برعکس با مخارج رقیب مانند مخارج درمان رابطه منفی داشته باشد. این‌ها همه در صورتی است که مستمری‌ها معادل تورم، متناسب‌سازی شوند، در غیر این صورت انتظار می‌رود که تورم نیز اثر منفی بر مستمری‌ها داشته باشد.

پیش از بررسی نتایج، ابتدا به خوبی برازش پرداخته می‌شود. با نگاه به شاخص R^2 در انتهای جدول، می‌توان دید که این مجموعه عوامل در کنار هم بیش از ۹۱ درصد پراکندگی مستمری را توضیح می‌دهند. البته، در داده‌های سری زمانی احتمال رگرسیون موهومی[1] وجود دارد و به همین منظور متغیرها از نظر درجهٔ انباشتگی[2] و بردار هم‌انباشتگی[3] نیز مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتیجه آزمون مانایی مقادیر باقیمانده رگرسیون برآوردی نیز در جدول پ.۳ پیوست

1. Spurious regression
2. Integration
3. Co-integration vector

انتهایی آمده است که نشان‌دهنده انباشتگی از درجهٔ صفر مقادیر خطا، هم‌انباشتگی متغیرهای مورد بررسی در رگرسیون و درستی نتایج به‌دست آمده می‌باشد.

جدول ٤. عوامل مؤثر بر لگاریتم روند مستمری‌های سازمان تأمین اجتماعی

	ضریب برآوردشده	P-Value
نسبت پشتیبانی	۰/۰۲۵	۰/۰۱۲
لگاریتم درآمد حقیقی حق‌بیمهٔ به ازای هر بیمه‌شدهٔ اصلی	۰/۶۱	۰/۰۰۰
لگاریتم درآمد حقیقی حاصل از سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۲	۰/۸۵
لگاریتم مقادیر حقیقی مخارج درمان	−۰/۵۱۵	۰/۰۰۰
لگاریتم مقدار حقیقی حداقل دستمزد	۰/۴۴۲	۰/۰۰۰
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	−۴/۲	۰/۰۰۰
توان دوم لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۱۸	۰/۰۰۰
تورم	−۰/۳۳	۰/۰۷۶
ثابت (عرض از مبدأ)	۳۰/۶	۰/۰۰۰
شاخص‌های خوبی برازش	Number of obs. = 57 Adj. R-Squared = 0.914 Prob > F = 0.000 F (8, 48) = 75.3,	

همان‌طورکه از نتایج به‌دست آمده می‌توان دید، نسبت پشتیبانی (جمعیت بیمه‌شدگان به بازنشستگان) تأثیری مثبت و معنی‌داری بر مستمری‌ها دارد. هر یک واحد افزایش در نسبت پشتیبانی، ۲/۵ درصد افزایش مستمری‌ها را در پی دارد. به‌منظور درک بزرگی این ضریب می‌توان گفت که اگر نسبت پشتیبانی ۴ واحد افزایش یابد (از ۵/۱۴ سال ۱۳۹۶ به حدود ۹/۱۵)، یا به‌عبارتی ۴ نفر به مجموعه افراد حق‌بیمه پرداز و پشتیبان تأمین مالی هر پرونده مستمری اضافه شود، مبلغ مستمری‌ها و کفایت مزایا می‌تواند تا ۱۰ درصد افزایش یابد و یا بر عکس، اگر در نتیجهٔ سالمندی جمعیت نسبت پشتیبانی کاهش یابد، به‌طور حتم اثر منفی بر مستمری‌ها خواهد داشت. این رابطه مثبت بین نسبت پشتیبانی و مستمری بر اساس مدل نظری ارائه شده در قسمت دوم مقاله کاملاً مطابق انتظار می‌باشد.

از دسته دوم متغیرها نشانگر شرایط مالی و بیمه‌ای سازمان تأمین اجتماعی می‌توان دید که لگاریتم درآمد سازمان از محل حق‌بیمه به ازای هر بیمه‌شده معنی‌دار و حاکی از یک تأثیر از نظر اقتصادی بسیار قابل‌ملاحظه است. کشش برآوردی ۰/۶۱ می‌باشد و نشانه می‌دهد که به ازای ۱۰ درصد افزایش در دستمزد یا درآمد مشمول بیمهٔ که به نوعی پایه مشمول حق بیمه است، مبلغ مستمری‌ها می‌تواند تا ۶/۱ درصد افزایش می‌یابد. اگر این اثر در کنار اثر نسبت پشتیبانی جمعیتی گذاشته شود، می‌توان دید که افزایش درآمدهای سازمان تأمین اجتماعی از محل

حق‌بیمه چه به‌واسطه تعداد افراد حق‌بیمه پرداز چه گسترش دستمزد پایه مشمول حق‌بیمه بسیار می‌تواند در پرداخت مستمری‌ها تأثیرگذار باشد. اگر این نتیجه را در کنار تأثیر برآوردی غیرمعنی‌دار و صفر درآمدهای حاصل از سرمایه‌گذاری گذاشته شود، می‌توان به یک نتیجه مهم رسید. سیستم بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی در عمل تا حد زیادی به‌صورت بدون اندوخته (PAYG) اداره می‌شود چون درآمدهای حاصل از ذخایر و سرمایه‌گذاری‌ها هیچ نقشی در تأمین مستمری‌های این سازمان نداشته و پرداختی مستمری‌ها در این سیستم تا حد بسیار زیادی وابسته به متغیرهای جمعیتی و درآمد حق‌بیمه می‌باشد.

البته در کنار درآمد، کنترل مخارج هزینه‌های دیگر و رقیب از جمله هزینه‌های درمان که حساب مشترکی با خدمات بیمه‌ای دارند، نیز در سطح مستمری بسیار تأثیرگذار است. در این ارتباط نیز نتایج نشان می‌دهند که با کاهش هزینه‌های درمان به میزان ۱۰ درصد می‌توان مستمری‌ها را بیش از ۵/۱ درصد افزایش داد. این یافته با درنظرگرفتن این نکته جالب توجه می‌شود که طبق آمار ارائه شده در سالنامه آماری سازمان تأمین اجتماعی، در نتیجهٔ اجرای طرح تحول سلامت، هزینه‌های درمان سازمان از ۷۷۰۰ میلیارد تومان در سال ۱۳۹۲ به ۱۹۶۰۰ هزار میلیارد تومان در سال ۱۳۹۵ افزایش می‌یابد اگر مقادیر حقیقی‌شده را در نظر بگیریم می‌توان گفت در این سه سال هزینه‌های درمان حدود ۸۰ درصد به‌صورت حقیقی افزایش یافته است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که طرح تحول سلامت و افزایش هزینه‌های درمان حدود ۴۱ درصد تأثیر منفی بر مستمری‌ها داشته است. به‌عبارت‌دیگر، اگر طرح تحول سلامت اجرا نمی‌شد و منابع خرج‌شده در آن صرف مستمری‌ها می‌شد، سازمان تأمین اجتماعی می‌توانست یک میلیون و سیصد هزار تومان متوسط مستمری سال ۱۳۹۶ را به یک میلیون و ۸۰۰ هزار تومان افزایش دهد. این‌که عموم مردم از کدام‌یک از این دو حالت بیشتر بهره‌مند می‌شدند، یک مسئله انتخاب عمومی مهم است.

در دستهٔ سوم از عوامل اقتصادی تأثیرگذار می‌توان در ابتدا به حداقل دستمزد اشاره کرد. افزایش ۱۰ درصدی در حداقل دستمزد، متوسط مبلغ مستمری‌ها را ۴/۵ درصد افزایش می‌دهد. این تأثیر به آن دلیل است که طبق مادهٔ ۱۱۱ قانون تأمین اجتماعی، حداقل مستمری افراد با سابقهٔ بیشتر از ۲۰ سال برابر حداقل دستمزد تضمین شده می‌باشد؛ اما در مقابل، اثر تولید ناخالص حقیقی بر مستمری‌ها برعکس است. با کنترل سایر عوامل از جمله درآمدهای سازمان، درآمد مشمول حق‌بیمه و حداقل دستمزد و موارد دیگر، اثر معکوس تولید ناخالص داخلی نشان‌دهندهٔ نقش ضدرکودی مخارج و مستمری‌های بازنشستگی و تأمین اجتماعی است. در ارتباط با نقش ضدرکودی مخارج دولت و کاربرد آن به‌عنوان تثبیت‌کنندهٔ خودکار، مطالعات و با وارد کردن توان دوم این متغیر به مدل می‌توان دید که اگر رکود بسیار عمیق باشد، این اثر

معکوس کاهنده است. اثر تورم نیز بر مستمری‌های حقیقی شده منفی بوده است و نشان می‌دهد که در دوره‌های با تورم بالا افزایش مستمری‌ها یا تعدیل و متناسب‌سازی‌ها به همان اندازه نبوده و مقدار حقیقی‌شدهٔ مستمری‌ها کاهش یافته است. یک تورم ۲۰ درصدی، به منزله کاهش حدود ۶/۷ درصد در مقدار حقیقی‌شده مستمری‌ها و تعدیل ۱۳ درصدی می‌باشد.

۴-۲- عوامل اقتصادی و سیاسی توضیح دهنده نرخ متناسب‌سازی مستمری‌های بازنشستگی در ایران

به‌منظور توضیح عوامل مؤثر بر نرخ متناسب‌سازی مستمری‌ها، نرخ متناسب‌سازی محاسبه شده و معادله (۵) در قسمت پیشین به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد شده که نتایج آن در جدول ۵ آمده است. هم‌انباشتگی متغیرها و مانایی مقادیر باقیمانده نیز در جدول پ.۳ پیوست بررسی و تأیید شده است. متغیرهای توضیح‌دهنده در چهار دستهٔ متغیرهای کنترلی، متغیرهای مرتبط با وضعیت اقتصادی سازمان تأمین اجتماعی، متغیرهای اقتصاد کلان و متغیرهای سیاسی طبقه‌بندی شده‌اند. بر اساس مباحث قسمت دوم ادبیات نظری و پیشینه پژوهش می‌توان انتظار داشت که رشد درآمدهای حق‌بیمه و سرمایه‌گذاری سازمان تأمین اجتماعی، تصمیمات و قوانین مربوط به همسان‌سازی اجرا شده در دوره‌های متوالی و سال‌های منطبق با انتخابات به نرخ متناسب‌سازی، بالاتر و برعکس تحریم‌ها با کاهش درآمدها و همچنین حقوق و دستمزدها به نرخ متناسب‌سازی پایین‌تری منجر شده باشند.

در دستهٔ نخست و از میان متغیرهای کنترلی، متغیر بسیار تأثیرگذار که معنی‌دار نیز باشد، متغیر دامی وقوع انقلاب است. در سال ۱۳۵۷ و با وقوع انقلاب، مبلغ مستمری‌ها به‌طور متوسط حدود ۶۰ درصد کاهش یافته‌اند. از جدول پ.۲ پیوست نیز کاملاً مشهود است که متوسط حقوق دو سال آخر بازنشستگان این سال‌ها (مستمری برقراری آنان) از ۲۲/۴ هزار تومان به ۱۰/۲ هزار تومان کاهش یافته است. علت این امر را شاید نتوان به یقین گفت، اما می‌توان فرضیه‌هایی مطرح کرد از جمله این‌که افراد بازنشسته در این سال‌ها متفاوت بوده‌اند یا این‌که در سال ۱۳۵۸ موارد و اجزائی از حقوق و مزایا که تا پیش از آن در تعیین مستمری محاسبه می‌شده دیگر در مستمری لحاظ نشده است. از دیگر متغیرهای کنترلی، تحریم‌ها و همسان‌سازی سال‌های ۱۳۸۱ و ۱۳۸۸ هستند که اگرچه علامتی موافق انتظار دارند، از لحاظ آماری معنی‌دار نیستند.

از میان متغیرهای توضیح‌دهندهٔ دستهٔ دوم، یعنی وضعیت مالی سازمان نیز طبق نتایج به‌دست آمده می‌توان دید که متغیر رشد درآمدهای حاصل از سرمایه‌گذاری سال گذشته تأثیری مثبت، اگرچه بسیار کوچک، بر مستمری‌ها داشته است، این در حالی است که اثر رشد درآمدهای حق‌بیمه تأثیرگذار نبوده است. به این ترتیب، می‌توان گفت شرایط مالی سازمان تأمین اجتماعی

اگرچه بر سطح مستمری تأثیرگذار بوده (طبق نتایج قسمت قبل) اما نرخ متناسب‌سازی را توضیح نمی‌دهد. این نتیجه خلاف انتظار نیست چون می‌دانیم نرخ متناسب‌سازی توسط هیئت وزیران تصویب و اجرا می‌شود و احتمال دارد متغیرهای نشان‌دهنده شرایط کلان اقتصاد یا شرایط سیاسی اثرگذاری بیشتری در این ارتباط داشته باشند.

جدول ۵. عوامل مؤثر بر نرخ تعدیل مستمری‌های سازمان تأمین اجتماعی

	مدل اول		مدل دوم	
	ضریب برآوردشده	P-Value	ضریب برآوردشده	P-Value
وقوع انقلاب (متغیر مجازی ۱۳۵۷)	-۶۲/۶	۰/۰۰۵	-۶۳/۵	۰/۰۰۲
تحریم‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۳	-۳/۸۱	۰/۷۳		
همسان‌سازی سال ۱۳۸۱ و ۱۳۸۸	۵/۴۵	۰/۷۲		
رشد درآمدهای سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۵	۰/۸۸		
رشد درآمدهای سرمایه‌گذاری سال گذشته	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۰۵	۰/۰۶
رشد درآمدهای حق‌بیمه	۶/۶۷	۰/۶۹	۷/۸	۰/۵۴
تورم	۰/۶	۰/۰۱	۰/۵۴	۰/۰۱۲
رشد اقتصادی	۰/۱۵	۰/۵۸		
انتخابات ریاست‌جمهوری	۶/۵	۰/۳۹	-۱۴/۵	۰/۳
انتخابات مجلس	۳/۰۵	۰/۶۸	۲۱/۰۲	۰/۲
انتخابات ریاست‌جمهوری * تورم			۱/۲۳	۰/۱۳
انتخابات مجلس * تورم			-۰/۸۲	۰/۳۱
شاخص‌های خوبی برازش	Number of obs. = 39 Adj. R-Squared = 0.48 F (8, 48) = 4.16 Prob > F = 0.000		Number of obs. = 39 Adj. R-Squared = 0.52 F (6, 51) = 6.39 Prob > F = 0.000	

از میان متغیرهای نشان‌دهنده شرایط کلان اقتصاد که برای توضیح نرخ متناسب‌سازی به‌کار گرفته شده‌اند می‌توان دید که تورم تأثیری مثبت و معنی‌دار بر نرخ تعدیل مستمری‌ها داشته است؛ یک تورم ۲۰ درصدی به معنی متناسب‌سازی ۱۲ درصدی مستمری‌ها می‌باشد. این نکته از آن جهت اهمیت دارد که طبق مادهٔ ۹۶ قانون تأمین اجتماعی، سازمان موظف به تعدیل مستمری‌ها متناسب با هزینه‌های زندگی است؛ اما می‌توان دید که چون دولت در این زمینه اختیار زیادی داشته است، در عمل متناسب‌سازی کمتر از تورم انجام شده و مستمری‌ها تنها در حدود ۰/۶ تورم تعدیل شده‌اند. ضریب متغیر رشد اقتصادی، اگرچه مثبت، اما معنی‌دار نیست.

دستهٔ سوم متغیرهای سیاسی، انتخابات ریاست‌جمهوری و انتخابات مجلس هستند. انتظار می‌رود که در سال‌هایی که یک انتخابات سیاسی پیشِ رو بوده، به‌منظور پاسخگویی به مطالبات

عمومی، نرخ تعدیل بالاتری برای مستمری‌ها اعمال شده باشد. این تأثیر را می‌توان به دو صورت در مدل قرار داد. نخست اینکه انتخابات یک اثر تعدیلی مستقیم داشته باشد که با ورود مستقل دو متغیر مجازی در مدل گنجانده شده است. مکانیسم دومِ تأثیرگذاری از طریق نرخ تورم است، یعنی این فرضیه که در سال‌های انتخابات، مستمری‌ها به نسبت بیشتری از تورم تعدیل می‌شود، نه این‌که یک ضریب ثابت و معین به‌صورت مستقل داشته باشند. این مکانیسم نیز به‌صورت ضرب متغیرهای مجازیِ انتخابات در تورم در مدل دوم وارد شده است. می‌توان دید که انتخابات مجلس در هر دو صورت غیرمعنی‌دار است، اما تأثیر انتخابات ریاست‌جمهوری به‌صورت تعدیل تورمی تا حد خوبی معنی‌دار می‌باشد. به بیانی دیگر، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که در سال‌های انتخابات ریاست‌جمهوری متناسب‌سازی مستمری‌ها به نسبت بیشتری از تورم اعمال شده است. انتخابات ریاست‌جمهوری سبب شده تا تعدیل مستمری‌ها با تورم که در حالت عادی حدود ۰/۵۴ بوده، بسیار بیشتر و در حدود ۱/۲۳ تورم انجام شود. به‌عبارت دیگر، متناسب‌سازی در سال‌های عادی تنها به‌اندازه نصف تورم بوده، اما متناسب‌سازی در سال‌های انتخابات با ضریب ۱/۲۳ بیشتر از تورم انجام شده، که نشان‌دهندهٔ نقش مهم عوامل سیاسی در متناسب‌سازی مستمری‌ها می‌باشد. این یافته دور از انتظار نیست، زیرا همان‌طورکه پیش از این مطرح شده است. در ایران متناسب‌سازی مستمری‌ها بدون قاعده مشخص و بنا به صلاحدید هیئت‌وزیران انجام می‌شود.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله تلاش شده است با تحلیل‌های آماری و تجربی به موضوع متناسب‌سازی مستمری‌ها پرداخته شود که در عین اهمیت بالای مسئله و تجربه تورم‌های بالا در ایران، کمتر به آن پرداخته شده است. هدف مقاله پاسخ به پرسش‌هایی از قبل این‌که متناسب‌سازی مستمری‌ها در ایران چگونه انجام می‌شود تا چه اندازه قاعده‌مند است و تا چه اندازه سیاست‌گذاران در تعیین نرخ متناسب‌سازی اختیار عمل دارند؟ و این‌که به‌طور کل، چه عوامل اقتصادی، بیمه‌ای، جمعیتی یا سیاسی بر سطح مستمری‌ها و متناسب‌سازی آن‌ها در ایران تأثیر گذارند، بوده است.

این بررسی و تحلیل در دو سطح انجام گرفته و ابتدا روند بلندمدت سطح حقیقی مستمری‌ها بررسی شده است. برای این منظور، روند زمانی مستمری پرداختی سازمان تأمین اجتماعی در سال‌های گذشته با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات از چرخه‌ها و نوسانات کوتاه‌مدت آن تفکیک و سپس تأثیر عوامل مختلف بر آن ارزیابی و تحلیل شده است. همان‌طورکه گفته شد متناسب‌سازی مستمری‌ها در ایران به صلاحدید هیئت‌وزیران و دولت

انجام می‌شود و به این دلیل نرخ متناسب‌سازی اعمال شده بر مستمری‌های بازنشستگی باید از افزایش مبالغ مستمری در سال‌های گذشته محاسبه شود. پس از محاسبه نرخ اعمال شده در سال‌های گذشته، تأثیر عوامل مختلف اقتصادی و سیاسی بر متناسب‌سازی نیز مورد بررسی و ارزیابی تجربی قرار گرفته است. یافته‌های با اهمیتی از این بررسی به‌دست آمده که از جمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

– سطح حقیقی مستمری‌های بازنشستگی با متغیرهای جمعیتی و بیمه‌ای سازمان تأمین اجتماعی و شرایط اقتصادی عمومی کشور توضیح داده می‌شود و درآمدهای سرمایه‌گذاری بر سطح مستمری‌ها تأثیرگذار نبوده‌اند. این یافته نشان می‌دهد که سازمان تأمین اجتماعی در عمل به‌صورت بدون اندوخته (PAYG) عمل می‌کند.

– از میان متغیرهای تأثیرگذار بیمه‌ای نتایج نشان می‌دهند که هر یک واحد افزایش در نسبت پشتیبانی می‌تواند تا ۲/۴ درصد مستمری‌های حقیقی را افزایش دهد. افزایش ۱۰ درصدی دستمزدها و درآمدهای مشمول بیمه نیز می‌تواند سطح حقیقی مستمری‌ها را ۶ درصد افزایش دهد. افزون بر این نشان داده شده است که هزینه‌های درمان به دلیل حساب مشترک با خدمات بیمه‌ای به‌نوعی رقیب این خدمات در بهره‌برداری از یک مخزن مشترک محسوب می‌شوند. افزایش ۱۰ درصدی در هزینه‌های درمان تأمین اجتماعی می‌تواند سطح مستمری‌ها را تا ۵/۱ درصد کاهش دهد. به‌عنوان‌مثال، هزینهٔ اجرای طرح تحول سلامت که از سال ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ هزینه‌های حقیقی درمان را تا ۸۰ درصد افزایش داده است می‌توانست به‌صورت جایگزین صرف افزایش مستمری‌ها شده و متوسط فعلی آن را از ۱/۳ میلیون تومان به ۱/۸ میلیون تومان افزایش دهد.

– از میان متغیرهای اقتصادی نیز حداقل دستمزد سالیانه اعلامی از سوی شورای‌عالی کار بر سطح مستمری‌ها بسیار تأثیرگذار است چون مطابق با مادهٔ ۱۱۱ قانون تأمین اجتماعی، این سطح به‌عنوان کف مستمری افراد با سابقهٔ بیشتر از ۲۰ سال در نظر گرفته شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که افزایش ۱۰ درصدی حداقل دستمزد میزان حقیقی مستمری‌ها را تا ۴/۵ درصد افزایش می‌دهد. اثر تولید ناخالص داخلی بر سطح مستمری‌ها معکوس بوده است که نشانگر ویژگی ضدرکودی مخارج مستمری و تأمین اجتماعی می‌باشد. البته، این رابطه غیرخطی و کاهنده است، به این معنی که در شرایط رکودی سنگین این مخارج نیز تأثیر می‌پذیرند.

– تورم تأثیر منفی بر سطح حقیقی مستمری‌ها داشته است. با هر یک درصد افزایش تورم حدود ۰/۳۷ درصد، متوسط حقیقی مستمری‌ها کاهش می‌یابد. در مدل برآورد نرخ متناسب‌سازی نیز مشاهده شده که نرخ متناسب‌سازی تنها ۰/۶ تورم و رشد قیمت‌ها بوده است. این نتیجهٔ از آن

جهت اهمیت دارد که طبق مادهٔ ۹۶ قانون تأمین اجتماعی، تکلیف قانونی برای متناسب‌سازی مستمری‌ها متناسب با هزینه‌های زندگی وجود دارد اگرچه این مهم منوط به تصویب هیئت وزیران شده است. به این ترتیب، این نتیجه نشان می‌دهد که بدون قاعده بودن متناسب‌سازی و بازگذاشتن دست قانونگذار در عمل، به متناسب‌سازی کمتر از تورم و لذا کاهش سطح حقیقی مستمری‌ها منجر شده است.

به همین منظور، در بررسی نرخ متناسب‌سازی به تأثیر بالقوه متغیرهای سیاسی پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که چرخه‌های سیاسی و به‌طور ویژه انتخابات ریاست‌جمهوری بر نرخ تعدیل مستمری‌ها تأثیرگذار بوده و مکانیسم تأثیرگذاری نیز از طریق نرخ تورم و همان مادهٔ ۹۶ قانون تأمین اجتماعی اتفاق افتاده است. در شرایط عادی تنها نصف تورم در متناسب‌سازی مستمری‌ها لحاظ می‌شود، ولی در سال‌هایی که انتخابات ریاست جمهوری در پیش بوده، متناسب‌سازی با نسبت ۱/۲۳ بیشتر از تورم اتفاق افتاده است.

این یافته‌ها به خوبی نشان می‌دهند که متناسب‌سازی مستمری‌ها با تورم که اتفاقاً به‌صورت قانونی نیز بر دولت تکلیف شده، به‌صورت قاعده‌مند انجام نشده و صلاحدید و اختیار سیاست‌گذاران در متناسب‌سازی مستمری‌ها نقش بسیار پررنگ و مهمی داشته است. قاعده‌مند نبودن متناسب‌سازی و تعدیلات قیمتی مستمری‌ها موجب می‌شود تا مستمری‌بگیران و بازنشستگان، علاوه‌بر نوسانات اقتصادی و جمعیتی کشور و سازمان، از نوسانات سیاسی نیز تأثیر بپذیرند. ازاین‌رو، قاعده‌مندسازی متناسب‌سازی مستمری‌ها در جهت تثبیت رفاه مستمری‌بگیران و دور ساختن اختیار دولت از آن بسیار ضروری می‌باشد.

از دیگر توصیه‌های سیاستی که می‌توان به سازمان تأمین اجتماعی داشت این است که تلاش بیشتری در جهت گسترش پوشش و افزایش دامنهٔ درآمدهای مشمول حق‌بیمه داشته باشد، چرا که نسبت پشتیبانی و افزایش درآمدها از محل حق‌بیمه تأثیر زیادی بر منابع و در نتیجه نرخ تعدیل مزایا و مستمری‌ها خواهد داشت. حتی اگر به دلیل مشکلات جمعیتی و روند سالمندی جمعیت این امر امکان‌پذیر نباشد، باز هم سازمان تأمین اجتماعی باید از طریق افزایش درآمد سرمایه‌گذاری‌ها به دنبال بالا بردن منابع خود باشد. افزون‌بر این موارد، تفکیک حساب‌های درمان از بازنشستگی نیز بسیار ضرورت دارد. دو حساب درمان و بازنشستگی در مخارج، رقیب یکدیگر بوده و اضافه خرج در حوزه درمان به‌طور حتم به معنی کاهش منابع برای تعدیل مناسب مستمری‌های بازنشستگی خواهد بود.

پیوست ۱

جدول پ۱. مستمری ماهانهٔ بازنشستگان سازمان تأمین اجتماعی (هزار تومان)

سال		سال		سال		سال		سال		سال		سال	
۱۳۴۰	۰/۴۴	۱۳۴۸	۰/۵۴	۱۳۵۶	۱/۳۱	۱۳۶۴	۳/۹۴	۱۳۷۳	۱۵/۰۲	۱۳۸۱	۱۱۶/۳۹	۱۳۸۹	۶۹۰/۵
۱۳۴۱	۰/۴۷	۱۳۴۹	۰/۵۴	۱۳۵۷	۱/۵	۱۳۶۵	۳/۹۵	۱۳۷۴	۱۹/۳۷	۱۳۸۲	۱۸۱/۹۹	۱۳۹۰	۷۰۶/۴
۱۳۴۲	۰/۴۵	۱۳۵۰	۰/۶۱	۱۳۵۸	۲/۸۸	۱۳۶۶	۴	۱۳۷۵	۲۴/۶۷	۱۳۸۳	۲۲۵/۰۵	۱۳۹۱	۶۵۴/۳
۱۳۴۳	۰/۴۵	۱۳۵۱	۰/۵۹	۱۳۵۹	۴/۶۵	۱۳۶۷	۴/۹۱	۱۳۷۶	۴۲/۵۷	۱۳۸۴	۳۱۰/۷	۱۳۹۲	۸۲۵
۱۳۴۴	۰/۴۷	۱۳۵۲	۰/۵۹	۱۳۶۰	۳/۲۴	۱۳۶۹	۶	۱۳۷۷	۵۲/۶۵	۱۳۸۵	۲۶۵/۲۸	۱۳۹۳	۸۹۶/۷
۱۳۴۵	۰/۴۵	۱۳۵۳	۰/۶۴	۱۳۶۱	۳/۸۵	۱۳۷۰	۶/۵۴	۱۳۷۸	۴۷/۰۷	۱۳۸۶	۳۵۸/۶۵	۱۳۹۴	۱۱۶۱/۳
۱۳۴۶	۰/۴۳	۱۳۵۴	۰/۹۷	۱۳۶۲	۳/۶۶	۱۳۷۱	۱۱/۱۹	۱۳۷۹	۶۰/۶۳	۱۳۸۷	۴۹۷/۱	۱۳۹۵	۱۲۶۸/۷
۱۳۴۷	۰/۴۲	۱۳۵۵	۱/۳۱	۱۳۶۳	۳/۶۴	۱۳۷۲	۱۳/۲۲	۱۳۸۰	۸۰/۰۳	۱۳۸۸	۵۷۷/۵۹	۱۳۹۶	۱۳۰۸/۸

جدول پ۲. مستمری ماهانهٔ بازنشستگان سازمان تأمین اجتماعی (هزار تومان)

سال	متوسط دستمزد دو سال پایانی	متوسط مستمری ۱۳۹۶	سال	متوسط دستمزد دو سال پایانی	متوسط مستمری ۱۳۹۶	سال	متوسط دستمزد دو سال پایانی	متوسط مستمری ۱۳۹۶	سال	متوسط دستمزد دو سال پایانی	متوسط مستمری ۱۳۹۶
۱۳۵۷	۲۲/۴	۲۱۰۷/۶	۱۳۶۷	۷/۵	۱۲۹۰/۲	۱۳۷۷	۴۴/۴	۱۱۶۹/۳	۱۳۸۷	۴۱۸/۹	۱۷۴۰/۸
۱۳۵۸	۱۰/۲	۲۴۳۹/۷	۱۳۶۸	۸/۹۸	۱۴۰۳	۱۳۷۸	۵۲/۶	۱۱۳۲/۶	۱۳۸۸	۴۴۵/۲	۱۴۴۷/۲
۱۳۵۹	۶/۳	۱۶۴۲/۰۵	۱۳۶۹	۹/۱	۱۳۱۸/۲	۱۳۷۹	۶۴/۹	۱۱۳۸/۲	۱۳۸۹	۵۱۲/۹	۱۵۵۴/۶
۱۳۶۰	۵/۶	۱۵۹۴/۹	۱۳۷۰	۸/۱	۱۱۵۹/۴	۱۳۸۰	۷۷/۸	۱۱۴۹/۲	۱۳۹۰	۵۶۵/۴	۱۵۰۶/۶
۱۳۶۱	۹/۱	۱۳۴۲/۱	۱۳۷۱	۱۳/۳	۱۲۸۴	۱۳۸۱	۱۱۰/۹	۱۳۳۴/۹	۱۳۹۱	۶۴۳/۷	۱۵۲۳/۷
۱۳۶۲	۷/۹	۱۷۷۱/۶	۱۳۷۲	۱۶/۵	۱۲۸۳/۷	۱۳۸۲	۱۶۳	۱۶۰۴/۷	۱۳۹۲	۶۷۳/۱	۱۵۴۱/۶
۱۳۶۳	۵/۶	۱۳۵۶/۳	۱۳۷۳	۱۷/۳	۱۱۷۲/۷	۱۳۸۳	۲۰۵/۷	۱۶۳۹/۶	۱۳۹۳	۷۳۹/۱	۱۳۳۴/۵
۱۳۶۴	۷/۱	۱۴۶۸/۹	۱۳۷۴	۲۱/۳	۱۱۱۹/۸	۱۳۸۴	۲۳۷/۱	۱۶۰۳/۷	۱۳۹۴	۹۲۷/۴	۱۴۹۶/۶
۱۳۶۵	۶/۹۸	۱۳۱۷/۶	۱۳۷۵	۲۶/۳	۱۰۹۲/۶	۱۳۸۵	۲۴۱/۵	۱۴۴۹/۱	۱۳۹۵	۱۰۸۴/۴	۱۴۳۷/۹
۱۳۶۶	۸/۰	۱۵۵۶/۳	۱۳۷۶	۳۴/۱	۱۱۴۲/۷	۱۳۸۶	۲۹۹/۹	۱۴۳۷/۹	۱۳۹۶	۱۳۱۲/۲	۱۳۱۲/۲

جدول پ-۳: آزمون مانایی مقادیر باقیمانده و وجود بردار هم‌انباشتگی

	آمارهٔ آزمون			درجهٔ انباشتگی
سطح معنی‌داری ۵ درصد	دارای روند (-۳/۴۹)	دارای عرض از مبدأ (-۲/۹۲)	بدون روند و عرض از مبدأ (-۱/۹۵)	
مقادیر باقیمانده رگرسیون روند مستمری‌ها	-۴/۰۵	-۴/۱	-۴/۱۵	I(0)
مقادیر باقیمانده رگرسیون نرخ متناسب‌سازی	-۷/۴	-۷/۲	-۷/۲۶	I(0)

منابع

۱. خندان، عباس (۱۳۹۹). متناسب‌سازی مستمری‌ها: قاعده‌گذاری با توجه به اصول جهانی و تجربه گذشته در ایران. گزارش کارشناسی شماره ۲۰، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، تهران.

۲. سازمان تأمین اجتماعی (۱۳۷۹). بخشنامه شمارهٔ ۴۰ فنی و درآمد. سازمان تأمین اجتماعی، تهران.

۳. سازمان تأمین اجتماعی (۱۳۹۵). بخشنامه شمارهٔ ۶۹ فنی و درآمد. سازمان تأمین اجتماعی، تهران.

۴. سازمان تأمین اجتماعی (۱۳۹۶). بخشنامه شمارهٔ ۷۱ فنی و درآمد. سازمان تأمین اجتماعی، تهران.

5. Beetsma, R. M. W. J., & Bucciol, A. (2011). Differentiating Indexation in Dutch Pension Funds. *De Economist*, 159, 323-360.
6. Bikker, J. A., & Vlaar, P. J. G. (2007). Conditional Indexation in Defined Benefit Plans. *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice*, 32, 494-515.
7. Cashell, B. W. (2010). *A Separate Consumer Price Index for the Elderly?* Congressional Research Service, No. 7-5700. https://www.everycrsreport.com/files/20100120_RS20060_127de1d100bcdab9b4b1d28e79e7a5d352fb07f4.pdf
8. Hohnerlein, E. M. (2019). Pension indexation for retirees revisited: Normative patterns and legal standards. *Global Social Policy*, 19(3), 246-265.
9. Munnell, A. H., & Chen, A. (2015). *Do we need a price index for the elderly?* Issue in Brief 15-18, Center for Retirement Research at Boston College. https://econpapers.repec.org/paper/crrissbrf/ib2015-18.htm
10. OECD. (2019). *Pensions at a Glance 2019*. OECD Publishing.
11. Piggot, J., & Sane, R. (2009). *Indexing pensions*, Social Protection and Labor (SP) Discussion Papers No. 0925. The World Bank. https://documents1.worldbank.org/curated/en/686271468155723487/pdf/524450NWP0Box345558B01PUBLIC100925.pdf
12. Vording, H., & Goudswaard, K. (2007). Indexation of public pension benefits on a legal basis: Some experiences in European countries. *International Social Security Review*, 50(3), 31-44.
13. Whitehouse, E. (2009). *Pensions, Purchasing-Power Risk, Inflation and Indexation*. OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 77. https://www.oecd-ilibrary.org/social-issues-migration-health/pensions-purchasing-power-risk-inflation-and-indexation_227182142567

14. Khandan, A. (2020). *Automatic Pension Indexation: Global rules and past experiences in Iran*, Research report, 20. Social Security Research (SSOR) Institute, Iran. (in persian)
15. Iran Social Security Organization. (2017). Circular No. 71, Department of Income, Tehran, Iran. (in persian)
16. Iran Social Security Organization. (2016). Circular No. 69, Department of Income, Tehran, Iran. (in persian)
17. Iran Social Security Organization. (2000). Circular No. 40, Department of Income, Tehran, Iran. (in persian)

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

معرفی و برآورد روش هدف‌گذاری بهینه گروهی برای تخصیص یارانه‌ها: مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران

باقر درویشی

گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران، Ba.darvishi@ilam.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۱/۱۱/۱۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۱/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۲۲
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۲/۳۰

کلیدواژه‌ها:
خانوارهای شهری ایران،
هدف‌گذاری بهینه گروهی،
هدف‌گذاری یارانه‌ها

طبقه‌بندی JEL :
I3, I32, I38

چکیده

هدف اصلی این مقاله مقایسه ویژگی‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی خانوارهای شهری کشور با هدف شناسایی بهترین مشخصه‌ها به منظور هدف‌گذاری یارانه‌ها در ایران است. این مقاله یک روش بهینه‌سازی عددی به نام هدفمند سازی بهینه گروهی را به‌کار می گیرد که برای یافتن پرداخت‌های انتقالی بهینه گروهی که موجب بیشترین کاهش در هر شاخص فقر جمع‌پذیر می‌شوند طراحی شده است. برای این منظور داده‌های هزینه درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹ به‌کار گرفته شده و برای بررسی دقت هدف‌گذاری از سه شاخص کارایی هدف‌گذاری، خطای شمول و خطای حذف استفاده شده است. نتایج نشان می دهد که بر اساس شاخص فقر سرشمار کارایی هدف‌گذاری مبتنی بر مشخصه‌های مختلف خانوار بین ۱۷/۰۱ تا ۲۲/۲۲ درصد هدفمندی بر اساس اطلاعات کامل، نرخ پوشش جمعیتی بین ۷۹/۷۶ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف بین ۳۳/۵۵ تا ۴۰/۲۳ تغییر می‌کند. اما اگر به جای شاخص فقر سرشمار هدف‌گذاری بر اساس شاخص شکاف فقر انجام گیرد کارایی هدف‌گذاری بین ۵۷/۳۹ تا ۷۱/۸۶، نرخ پوشش جمعیتی بین ۲۳/۲۹ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای حذف و شمول بین ۳۳/۵۵ تا ۴۰/۲۳ خواهند بود. در نهایت اگر شاخص توان دوم شکاف فقر مبنای هدف‌گذاری قرار گیرد میزان کارایی بین ۵۹/۲۶ تا ۷۴/۶۲، نرخ پوشش جمعیتی بین ۸۰/۵۴ تا ۱۰۰و جمع دو خطای شمول و حذف بین ۳۳/۳۳ تا ۴۰/۲۳ تغییر خواهد کرد. مبتنی بر نتایج مقاله، مشخصه‌ای که باید در هدف‌گذاری مورد توجه قرار گیرد بعد خانوار است. بر اساس این شاخص، کارایی هدف‌گذاری ۷۴/۶۲ درصد ،نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۳۷ و میزان خطای حذف ۴/۶۰ و خطای شمول ۳۰/۳۰ است.

درویشی، باقر (۱۴۰۱). معرفی و برآورد روش هدف‌گذاری بهینه گروهی برای تخصیص یارانه‌ها: مطالعه موردی خانوارهای شهری ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۶۸۵-۷۱۴.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.92431

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین چالش‌های کشور در رابطه با فقر مسئله شناسایی فقرا می‌باشد. در ایران نظام مالیاتی یا نهادهای حمایتی کارآمدی جهت شناسایی سطح درآمد افراد وجود ندارد، در نتیجه میزان خطاهای شمول (پوشش غیر فقرا) و حذف (عدم پوشش فقرا) در برنامه‌های فقرزدایی بسیار بالا است که نتیجه آن هدر رفت منابع و تأثیر ناچیز برنامه‌های حمایتی بر فقر می‌باشد. سیاست‌های فقرزدایی عموماً به دو شکل عمده، یکی از طریق پرداخت یارانه‌های غیرهدفمند یا همگانی و دوم برنامه‌های هدف‌گذاری، انجام می‌شوند. برنامه‌های همگانی از نظر پوشش فقرا بهتر عمل می‌کنند، اما به دلیل خطای شمول بالا، از نظر بودجه‌ای بسیار هزینه‌بر بوده و سهم فقرا از منافع برنامه ناچیز است (شهنازی و همکاران، ۱۳۹۳). در مقابل هدفمندسازی از طریق رساندن منافع برنامه‌های مذکور به فقرای واقعی جامعه، موجب افزایش کارایی این برنامه‌ها می‌شود. تحقق منافع مذکور مستلزم آن است که دولت توانایی تفکیک افراد فقیر از غیرفقیر را داشته باشد، اما در کشورهای در حال توسعه به دلیل ضعف‌های ساختاری موجود، دولت‌ها قادر به شناسایی درست و دقیق فقرا نیستند (درویشی و همکاران، ۱۳۹۸).

با توجه به مشکلات مذکور، کشورهای مختلف، برای اجرای برنامه‌های هدف‌گذاری روش‌های مختلفی را آزموده‌اند که می‌توان آنها را به شش دسته شامل آزمون سنجش وسع[1]، آزمون‌تقریب‌وسع[2]، هدف‌گذاری‌طبقه‌ای[3]، هدف‌گذاری‌جغرافیایی[4]، خودهدف‌گذاری[5] و هدف‌گذاری جامعه محور[6] تقسیم کرد. روش‌های مذکور از نظر داده‌های مورد نیاز، میزان پیچیدگی روش‌شناسی و هزینه‌های اجرا و سایر هزینه‌های اجتماعی با یکدیگر تفاوت دارند (کوادی و همکاران[7]، ۲۰۰۴). در بین روش‌های مذکور آزمون تقریب وسع، روشی معمول برای هدف‌گذاری فقر در شرایط در دسترس نبودن اطلاعات مربوط به درآمد یا مصرف خانوارها است. در این روش با به‌کارگیری اطلاعات مربوط به ویژگی‌های خانوارها وضعیت رفاهی آنها تقریب زده می‌شود؛ اما هدف‌گذاری مبتنی بر آزمون تقریب وسع به دلیل پیش‌بینی‌های ضعیف درباره اینکه چه کسی فقیر و چه کسی غیرفقیر است، مورد انتقاد محققان قرار گرفته است (کید و

1. Means testing
2. Proxy means testing
3. Categorical targeting
4. Geographical targeting
5. Self-targeting
6. Community-based targeting
7. Coady, Grosh & Hoddinott

ویلد[1]، ۲۰۱۱). براون و همکاران[2] (۲۰۱۸)، معتقدند که آزمون‌های تقریب وسع عموماً مستعد خطای حذف بزرگی هستند. نگرانی بعدی در زمینه شفافیت است. در این خصوص آدتو و روپنارین[3] (۲۰۰۴) اظهار می‌دارند که گاهی اوقات متغیرها و وزن‌های مربوط به نمره‌دهی به دلایل انگیزشی محرمانه هستند.

برای غلبه بر چالش‌های مذکور طی بیست سال گذشته طرح‌های حمایت اجتماعی به‌طور اساسی پیشرفت کرده است و امروزه در بیشتر کشورهای در حال توسعه برای شناسایی فقرا از ترکیب روش‌های مذکور استفاده می‌شود (مارگیتیک و راوالیون[4]، ۲۰۱۹). با این وجود محققان[5] با اجماع توافق دارند که در شناسایی فقرا هیچ روشی به روشنی بر سایر روش‌ها برتری ندارد و اثربخشی آنها در زمینه کاهش فقر به فاکتورهای گوناگونی مانند خط فقر، عمق فقر، میزان نابرابری در بین فقرا، شاخص فقر مورد استفاده بستگی دارد. از سویی روش‌هایی که تاکنون در ادبیات مربوطه پیشنهاد شده‌اند، به‌گونه‌ای تنظیم نشده‌اند که با توجه به بودجه‌ای ثابت، میزان کاهش در فقر به ازای هر واحد پول هزینه شده را حداکثر کنند. با هدف پر کردن این شکاف در این مقاله به پیروی از مطالعات کانبور[6] (۱۹۸۷)، راوالیون وچاو[7] (۱۹۸۹)، البرس و همکاران[8] (۲۰۰۷)، گلیوی[9] (۱۹۹۲) و آرار و لوکا[10] (۲۰۱۹)، یک روش بهینه‌سازی عددی برای هدف‌گذاری فقرا در شرایط ثابت بودن بودجه و اطلاعات ناقص در زمینه وضعیت رفاهی افراد جامعه معرفی می‌شود. این روش برای یافتن پرداخت‌های انتقالی بهینه که موجب بیشترین کاهش در هر شاخص فقر جمع‌پذیر (مانند خانواده شاخص‌های فقر FGT[11]) می‌شوند، طراحی شده است. برای این منظور ساختار مقاله به‌صورت زیر سازمان یافته است. بخش بعدی به پیشینه نظری و تجربی می‌پردازد. روش‌شناسی پژوهش در بخش سوم ارائه می‌شود. بخش چهارم به یافته‌های پژوهش می‌پردازد. در نهایت بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم ارائه می‌شود.

1. Kidd & Wylde
2. Brown et al.
3. Adato & Roopnaraine
4. Margitic & Ravallion
5. Coady, Grosh & Hoddinott (2004), Devereux et al. (2017), Hanna & Olken (2018)
6. Kanbur
7. Ravallion & Chao
8. Elbers, Fujii, Lanjouw, Özler & Yin
9. Glewwe
10. Araar & Luca
11. Foster, Greer, Thorbecke (1984)

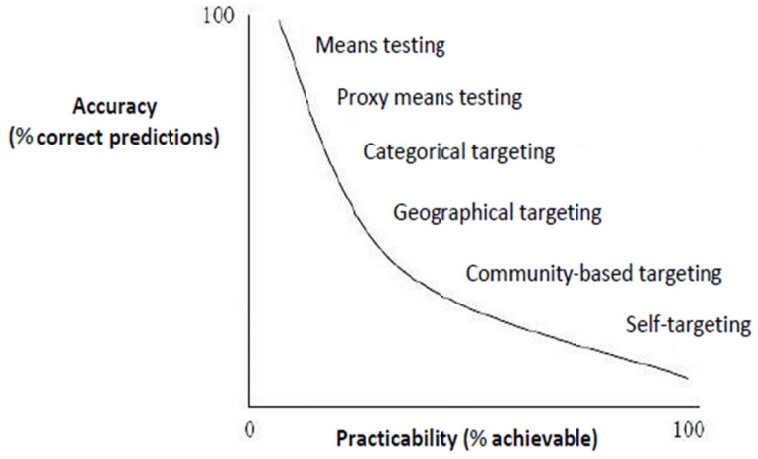
۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- پیشینه نظری

در دنیای واقعی برای هدفمند کردن بودجه‌های محدود تخصیص یافته به برنامه‌های فقرزدایی و افزایش کارایی آنها طیف گسترده‌ای از روش‌های هدف‌گذاری فقر ارائه شده است. کوادی و همکاران[1] (۲۰۰۴)، این رویکردها را بر اساس میزان اطلاعات مورد نیاز و هزینه‌های اجرایی به ترتیب به شش دسته گسترده شامل آزمون سنجش وسع، آزمون تقریب وسع، هدف‌گذاری طبقه‌ای، هدف‌گذاری جغرافیایی، هدف‌گذاری جامعه محور و خودهدف‌گذاری تقسیم کرده‌اند. البته در عمل برخی سیستم‌های هدف‌گذاری ترکیبی از روش‌های مذکور را به کار گرفته‌اند. در این زمینه سؤال اصلی این است که برای مقایسه آنها باید کدام معیار به کار گرفته شود؟ در این زمینه کوادی و همکاران (۲۰۰۲)، بر اساس مقایسه عملکرد واقعی با یک نتیجه مرجع معمول[2] (نتیجه حاصل از یک هدف‌گذاری خنثی[3] یعنی نه تصاعدی[4] و نه تنازلی[5]) معیارهایی را ارائه کرده‌اند. یک نتیجه هدفمند خنثی به این معنی است که هر دهک، ۱۰ درصد بودجه انتقالی را دریافت می‌کند یا اینکه هر دهک از کل کاهش فقر حاصل از برنامه، ۱۰ درصد را به خود اختصاص دهد. این روش اگر چه از لحاظ نظری مستدل است، اما با وجود محدود بودن اطلاعات مربوط به هزینه و آثار برنامه‌ها، به‌کارگیری آن در عمل دشوار است. در سال‌های اخیر مسائل مربوط به‌دقت هدف‌گذاری بر مباحث پیرامون مزایا و مضرات نسبی روش‌های هدف‌گذاری فقر حاکم شده است. در این زمینه هوسو[6] (۲۰۱۰) نتیجه گرفته که هرچه دقت روش بالاتر باشد، هزینه‌های اجرایی آن نیز، بالاتر است. این نتیجه‌گیری در نمودار (۱) نشان داده شده است. بر اساس نمودار (۱)، دقیق‌ترین روش‌ها (از نظر شناسایی فقرا) و اما ضعیف‌ترین (از نظر قابلیت اجرا) در بالای گوشه سمت چپ قرار می‌گیرند؛ اما عملی‌ترین ولی کم‌دقت‌ترین روش‌ها در پایین گوشه سمت راست واقع می‌شوند. در حقیقت این نمودار تقریبی سرانگشتی از مبادله بین دقت و عملی بودن روش‌های هدف‌گذاری را نشان می‌دهد. توجه داشته باشید که

1. Coady, Grosh & Hoddinott
2. Common reference outcome
۳. یک نتیجه هدفمند خنثی به این معنی است که هر دهک، ۱۰ درصد بودجه انتقالی را دریافت می‌کند یا اینکه هر دهک از کل کاهش فقر حاصل از برنامه، ۱۰ درصد را به خود اختصاص دهد.
۴. یعنی سهم افراد از مزایای برنامه با افزایش میزان فقر آنها افزایش یابد.
۵. یعنی سهم افراد از مزایای برنامه با افزایش میزان فقر آنها کاهش یابد.
6. Houssou

منحنی رسم شده در نمودار (۱) در هیچ نقطه‌ای محورهای مختصات را قطع نکرده است که دلالت بر آن دارد که هدف‌گذاری صد درصد دقیق و هدف‌گذاری صد درصد تصادفی، ممکن نیستند.



شکل ۱. مبادله بین دقت و عملی بودن روش‌های هدف‌گذاری

منبع: Houssou (2010)

کوادی و همکاران (۲۰۰۲) اشاره کرده‌اند که تغییرات مشاهده شده در عملکرد هدف‌گذاری ممکن است نه به دلیل نوع روش انتخابی بلکه منعکس‌کننده اجرای ضعیف آن باشد. آنها همچنین مبادله‌ای بین اهداف کاهش فقر جاری (از طریق پرداخت‌های انتقالی) و کاهش فقر آینده از طریق سرمایه‌گذاری‌های عمومی توسعه‌ای ملاحظه کرده‌اند. دیگر تحقیقات گرایش به اثبات این نکته دارند که برنامه‌های امروزی مبارزه با فقر هنوز در معرض خطر نتایج تنازلی هستند (کلاسن و لانگ[1]، ۲۰۱۵). این یافته‌ها نشان می‌دهد که تحقیقات تجربی در زمینه کارایی و اثربخشی روش‌های هدف‌گذاری هنوز به نتیجه روشنی نرسیده و کماکان به‌عنوان چالش مهمی برای محققان و سیاست‌گذاران باقی مانده‌اند. با این وجود، در دهه‌های اخیر برای برطرف کردن این چالش‌ها و ارتقاء مطالعات تجربی از بعد نظری روش جدیدتری ارائه شده است

1. Klasen & Lange

که هدف‌گذاری بهینه گروهی نام دارد. این روش ابتدا توسط کانبور (۱۹۸۷)، ارائه شده و سپس راوالیون وچاو (۱۹۸۹) آن را به‌صورت تجربی به کار گرفته‌اند که در ادامه گلیوی (۱۹۹۲) آن را از لحاظ نظری بهبود بخشیده و در نهایت آرار و لوکا (۲۰۱۹) با اصلاح روش گلیوی (۱۹۹۲) بحث هدفمندسازی بهینه گروهی را مطرح کرده‌اند. در ادامه ابتدا روش‌شناسی گلیوی (۱۹۹۱) و مشکلات آن معرفی می‌شود سپس با ارائه روش‌شناسی آرار و لوکا (۲۰۱۹) بحث تکمیل خواهد شد.

گلیوی (۱۹۹۲)، با فرض اینکه هدف برنامه‌های پرداخت انتقالی به فقرا کاهش شاخص فقر با توجه به یک بودجه ثابت است، به بررسی نحوه تخصیص پرداخت‌های مذکور در شرایط مشخص نبودن میزان درآمد افراد می‌پردازد. به بیانی رسمی‌تر مسئله عبارت است که از تقسیم بودجه موجود (T)، به مجموعه‌ای از پرداخت‌های انتقالی (بردار t) که باید به برخی یا همه اعضای یک جمعیت پرداخت شود، به‌طوری‌که شاخص فقر ($P(y;z)$) را مینیمم کند و در آن y درآمد و z خط فقر است. اگر y قابل مشاهده باشد می‌توان مسئله را به‌صورت زیر طرح کرد:

$$\min P(y+t;z) \quad s.t. \quad \sum_i t_i \leq T \qquad (۱)$$

که در آن t_i عناصر بردار t هستند. جواب مسئله فوق (که به شکل تبعی $P(y+t;z)$ وابسته است) را می‌توان با t_p^* نمایش داد که اشاره به هدفمندسازی کامل دارد که t_p^* تابع y, z, T است و به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\boldsymbol{t_p^* = t(y,z,T)} \qquad (۲)$$

جواب‌های روشن رابطه فوق را می‌توان برای شاخص‌های فقر معمول به دست آورد؛ اما وجود جواب برای دیگر شاخص‌ها به شکل تبعی آنها بستگی دارد. در عمل y اغلب به سختی قابل مشاهده است، بنابراین هدفمندسازی کامل امکان‌پذیر نیست. با این حال، درآمد افراد (y) به‌احتمال زیاد با دیگر متغیرهای قابل مشاهده (مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها که از این به بعد با بردار x نمایش داده می‌شود) همبستگی دارد. در این صورت مسئله مذکور تبدیل به مینیمم کردن فقر مورد انتظار با فرض مشخص بودن توزیع احتمال مشترک y و x می‌شود.

$$\min_t E[P(y+t,z)] \ \text{ s.t: } \sum_i t_i \leq T \quad \text{given f(y|x) and X} \qquad (۳)$$

که X قابل مشاهده ولی y چنین نیست و X نشان‌دهنده مجموعه‌ای از مشاهدات x برای همه اعضای جامعه است. جواب عمومی مسئله (۳) را می‌توان به‌وسیله تابع t^* به‌صورت زیر نمایش داد:

$$t^* = t(f(.|.), X, P(.,.), z, T) \qquad (۴)$$

برای تابع توزیع شرطی $f(.|.)$و شاخص فقر $P(.,.)$ مشخص، رابطه (۴) به شکل زیر تقلیل می‌یابد:

$$t^* = \mathrm{t(X, z, T)} \qquad (۵)$$

سپس با فرض مشخص بودن خط فقر z و مقدار پرداخت‌های انتقالی T رابطه (۵) به‌صورت تابعی از X قابل بیان است:

$$t^* = t(X) \qquad (۶)$$

ممکن است برای رابطه (۶) جواب تحلیلی وجود نداشته باشد که در این مورد باید از طریق روش‌های عددی حل شود. بدون تقلیل از کلیت بحث، هر عنصر از t^* را می‌توان به‌صورت تابعی ازx_i (مشاهدات متغیر x برای فرد i) بیان کرد.

$$t_i^* = t(x_i) \qquad (۷)$$

رابطه (۷) یا تابع حداقل کننده فقر بیانگر این است اگر هر فرد i در جامعه پرداخت انتقالی t_i^* (که تابعی از مشخصه‌های قابل رؤیت فرد یعنی x_i است) را دریافت کند، امید ریاضی شاخص فقر P مینیمم خواهد شد. به‌کارگیری روش‌شناسی فوق نیازمند شخص فقر$P(.,.)$ و خط فقر z می‌باشد (فوستر و شوروکس،[1] ۱۹۸۸). این انتخاب‌ها مبتنی بر قضاوت‌های ارزشی هستند و احتمالاً به‌وسیله سیاست‌گذار مشخص می‌شوند. همچنین میزان پرداخت‌های انتقالی یعنی T نیز به‌وسیله ارزش‌های اجتماعی یا فرآیندهای سیاسی تعیین می‌شود. آنچه برای اقتصاددان باقی می‌ماند تخمین $f(y/x)$ با به‌کارگیری نمونه‌ای تصادفی از مشاهدات مربوط به y و x در سطح جامعه است. انجام این کار نیازمند معیاری برای قضاوت در مورد برآوردگر بهینه (مثلاً حداقل مربعات و یا حداکثر راستنمایی) می‌باشد. برآورد بهینه f (y|x) است، به‌طوری‌که مقداری از t را انتخاب کند که رابطه (۳) را برای یک نمونه تصادفی از جامعه حداقل سازد. بنابراین با فرض مشخص بودن شاخص فقر، خط فقر و مقدار پرداخت‌های انتقالی مسئله مطرح شده در رابطه (۳) به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$\min_\beta E[P(y + t(\beta, X), z)] \quad \text{s.t:} \quad \sum_i t_i(\beta, x_i) \le T \qquad (۸)$$

که در آن β بردار پارامترهای تابع t و x_i برداری سطری از ماتریس X می‌باشد؛ بنابراین نیازی به برآورد مستقیم f (y|x) نیست، زیرا اطلاعات موجود در آن در تابع داده شده در رابطه (۶) پنهان است. مشابه یک مدل اقتصادسنجی که برداری از پارامترها برای جامعه وجود دارد که محقق از طریق داده‌های نمونه آنها را برآورد می‌کند، در اینجا در تابع $t(\beta, X)$ بردار β وجود

1. Foster & Shorrocks(1988)

دارد که فقر مورد انتظار در جامعه را مینیمم می‌کند و شاخص فقر خودش به‌طور خودکار معیاری برای آن برآوردهایی از β که با توجه به نمونه تصادفی از جمعیت بهترین برارزش را ارائه دهند در دسترس قرار می‌دهد.

در برخی موارد ممکن است محقق بخواهد که دامنه $t(\beta, X)$ را محدود کند. بسیاری‌های از برنامه‌های پرداخت انتقالی تنها به پرداخت‌های غیر منفی اجازه می‌دهند و مالیات‌ها (عناصر منفی t) اجازه رخ دادن ندارند. با تعریف هر محدودیت (q_i) برحسب آنچه قابل مشاهده است (یعنی نه برحسب y) می‌توان محدودیت زیر را اضافه کرد:

$$t_i \geq q_i = q(\gamma, x_i) \qquad for \ \ all \ \ i \tag{۹}$$

که در آن γ برداری از پارامترها است در این صورت رابطه ۸ به‌صورت زیر تبدیل می‌شود:

$$\min_{\beta} E\left[P(y+\max\left(q(\gamma,X),t(\beta,X)\right),z\right] \ \ s.t: \sum_{i} \max(q(\gamma,x_i),t_i(\beta,x_i)) \leq I \tag{۱۰}$$

در حالت کلی، متغیرهای قابل مشاهده بیشتر x توانایی محقق برای کاهش بیشتر در فقر مورد انتظار را افزایش می‌دهد. می‌توان چارچوب نظری فوق را با روش کانبور (۱۹۸۷) که به‌وسیله راوالیون وچاو (۱۹۸۹) توسعه داده شده است، مقایسه کرد. این محققان با تقسیم جمعیت به گروه‌های کوچک به‌طور مستقل بررسی کردند که چه میزان پرداخت انتقالی باید به هر کدام از اعضای این گروه‌ها داده شود (به‌طوری‌که هر کدام از اعضای درون یک گروه پرداخت یکسانی را دریافت دارند) که موجب بیشترین کاهش در شاخص فقر شود. اگر هر گروه با متغیر دامی نشان داده شود، این روش دقیقاً مشابه روش گلیوی (۱۹۹۲) است که در بالا با جزئیات لازم شرح داده شده است. با این تفاوت که کانبور (۱۹۸۷) و راوالیون وچاو (۱۹۸۹) بردار x را به مجموعه‌ای از متغیرهای دامی محدود کرده‌اند، در حالی‌که در روش گلیوی (۱۹۹۲) بردار x می‌تواند متغیرهای پیوسته را نیز اختیار کند. در حقیقت روش‌شناسی گلیوی (۱۹۹۲) به نوعی تعمیم روش کانبور (۱۹۸۷) و راوالیون وچاو (۱۹۸۹) است؛ اما دو روش‌شناسی مذکور بر زیرمجموعه‌ای از شاخص‌های فقر (مانند شاخص توان دوم شکاف فقر) که راه‌حل تحلیلی برای آنها امکان‌پذیر بود تمرکز داشته‌اند؛ زیرا در روش‌های تحلیلی تابع هدفی که مینیم می‌شود باید اکیداً شبه محدب باشد که این شرط تنها توسط زیرمجموعه محدودی از شاخص‌های فقر تأمین می‌شود؛ اما آرار و لوکا (۲۰۱۹)، روش جدیدی را معرفی کرده‌اند که برای همه شاخص‌های جمع‌پذیر فقر (از جمله شاخص فقر سرشمار و شاخص شکاف فقر) معتبر است. در این مقاله نیز با هدف بررسی همه شاخص‌های فقر از این روش‌شناسی پیروی خواهد شد. از این رو در ادامه روش‌شناسی آرار و لوکا (۲۰۱۹) که به هدف‌گذاری بهینه گروهی معروف است با جزئیات بیشتر معرفی خواهد شد.

فرض کنید که یک پرداخت انتقالی مقطوع فقط به گروه جمعیتی g تخصیص داده شود. پرداخت انتقالی مقطوع سرانه با τ_g نمایش داده می‌شود. تغییر در سهم فرد i (که فرد i در گروه هدف‌گذاری شده g زندگی می‌کند و دارای درآمد $y_{g,i}$ است) از فقر کل با نماد $d\pi_{g,i}$ نشان داده می‌شود. هنگامی‌که گروه شاخص‌های فقر FGT به کار گرفته شود برای $\alpha = 0$(که شاخص فقر سرشمار را برآورد می‌کند) خواهیم داشت که:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 0) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] I\left[\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}\right) \geq z\right] \quad (۱۱)$$

که n کل جمعیت (بنابراین $1/n$ بیانگر وزن جمعیتی فرد i است)، φ_g نیز سهم جمعیتی گروه هدف‌گذاری شده g و شاخص $I[.]$ نیز اگر شرایط $y_{g,i} < z$ و $\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}\right) \geq z$ برآورده شود، برابر یک و در غیر این صورت صفر است. توجه داشته باشید، از آنجا که فقط یک گروه هدف‌گذاری شده است، پرداخت انتقالی سرانه برابر با τ_g/φ_g می‌شود. همان‌طورکه رابطه(۱۱) نشان می‌دهد برای ایجاد کاهش در شاخص فقر سرشمار برقراری دو شرط ضروری است، اول اینکه فرد i در ابتدا باید فقیر باشد(یعنی درآمد اولیه وی $y_{g,i}$ زیر خط فقر z باشد) و دوم اینکه مقدار انتقال یافته به این فرد باید به اندازه کافی بزرگ باشد تا اینکه درآمد وی را حداقل به سطح خط فقر برساند. به‌طور مشابه برای شاخص شکاف فقر ($\alpha = 1$) خواهیم داشت که:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 1) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] \min\left(\frac{\tau_g}{\varphi_g}, (z - y_{g,i})\right) \quad (۱۲)$$

و برای شاخص توان دوم شکاف فقر نیز رابطه زیر برقرار است:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 2) \quad (۱۳)$$
$$= -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z]\left(\left((z - y_{g,i})\right)^2 - \left(z - min\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}, z\right)\right)^2\right)$$

در نتیجه در مورد شاخص‌های فقر جمع‌پذیر، مشخص کردن کاهش در فقر کل، برای گروه هدف‌گذاری شده g، به‌صورت زیر می‌باشد (برای سادگی در رابطه زیر مخرج مشترک $1/z^\alpha$ برای گروه شاخص‌های فقر FGT حذف شده است):

$$PR_g(\tau_g; \alpha) = \sum_{i=1}^{n_g} d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha) \quad (۱۴)$$

تابع $PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ هدف‌گذاری گروهی کاهش فقر(GTPR[1]) نامیده می‌شود.

برای تمامی پرداخت‌های انتقالی داده شده τ_g و زمانی که فقط یک گروه هدف‌گذاری می‌شود، هدف‌گذاری بهینه آن است که در سطح τ_g گروه با بالاترین منحنی GTPR را در اولویت قرار دهد[2].

حال فرض کنید که هدف سیاست‌گذار این باشد که از طریق تخصیص سطوح مختلف پرداخت‌های انتقالی مقطوع چندین گروه جمعیتی را هدف‌گذاری کند. در این صورت هدف یافتن پرداخت‌های انتقالی بهینه‌ای است که محدودیت بودجه $\tau = \sum_{g=1}^{G}\tau_g$ و نابرابری $0 \le \tau_g \le l_g \quad \forall g$ را برآورده سازند و بیشترین کاهش را در فقر کل ایجاد کنند که l_g نشان‌دهنده بزرگ‌ترین شکاف فقر در درون گروه g می‌باشد. به بیانی دقیق‌تر اگر کاهش فقر کل با $PR_g(\tau\,;\alpha) = \sum_{g=1}^{G} PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ نشان شود، مسئله بهینه‌سازی کاهش فقر به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\max_{\text{args:}\tau_g}\{\text{PR}(\tau\,;\alpha)\} \quad \text{s.t. } \tau=\sum_{g=1}^{G}\tau_g \text{ and } 0\le\tau_g\le l_g \quad \forall g \qquad (۱۵)$$

که در آن بردار τ برابر با $\tau = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_G\}$ است. مبتنی بر روش تحلیلی شرایط مرتبه اول برای بهینه‌سازی رابطه (۵) به شرح زیر می‌باشد:

$$\frac{\partial PR_g(\tau_g,\alpha)}{\partial \tau_g^2} - \lambda = o \quad \forall g \qquad (۱۶)$$

شرایط مرتبه دوم بهینه‌سازی مستلزم آن است که $\partial\partial PR_g(\tau_g,\alpha)/\partial\tau_g^2 \le 0$ باشد، اما برای گروه شاخص‌های فقر FGT این شرط فقط در حالت $\alpha > 1$ برآورده می‌شود. این نتیجه یافته‌های ارائه شده در مقاله کانبور (۱۹۸۷) در زمینه حداقل‌سازی فقر کل مبتنی بر گروه شاخص‌های فقر FGT را تأیید می‌کند. همان‌طورکه وی گزارش داده است برای حداقل‌سازی گروه شاخص‌های فقر FGT برای $\alpha > 1$، باید گروه جمعیتی با بالاترین $\text{FGT}(\alpha - 1)$ مورد هدف قرار گیرد. برای مثال برای حداقل‌سازی شاخص توان دوم شکاف فقر (FGT با $\alpha = 2$) گروه‌های جمعیتی باید بر اساس شکاف فقرشان (FGT با $\alpha = 1$) رتبه‌بندی شوند و پرداخت‌های مقطوع انجام پذیرد، تا زمانی که شکاف فقر فقیرترین گروه برابر با شکاف فقر

1. Group Targeting Poverty Reduction

۲. منحنی GTPR تابع $PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ را در مقابل مقادیر مختلف τ_g برای یک α داده شده رسم می‌کند. اندازه α، ($\alpha = 0,1,2$) نوع شاخص فقر را مشخص می‌کند.

فقیرترین گروه بعدی شود (یعنی گروهی که از نظر فقر در رتبه دوم قرار دارد) و این روند تا زمان اتمام بودجه ادامه یابد.

۲-۲- پیشینه تجربی

از نظر پیشینه تجربی موضوع در خارج از کشور اولین بار راوالیون وچاو (۱۹۸۹) روشی برای حل مسئله هدفمندسازی با هدف کاهش فقر در شرایط اطلاعات ناقص ارائه کرده‌اند. سپس آن را برای چهار کشور در حال توسعه بنگلادش، اندونزی، فیلیپین و سریلانکا به کار گرفته‌اند. نتایج حاصل بیانگر قابل توجه بودن میزان کاهش در فقر و صرفه‌جویی در بودجه مورد نیاز در صورت اجرای این روش است. به‌عنوان مثال نویسندگان دریافته‌اند که به‌کارگیری این رویکرد در فلیپین موجب صرفه‌جویی ۴۰ درصدی در بودجه تخصیص یافته به برنامه‌های فقرزدایی می‌شود. در مطالعه‌ای مشابه گلیوی (۱۹۹۲)، روش بهینه‌سازی را ارائه کرده است که بودجه‌ای ثابت را به‌گونه‌ای بین فقرا تخصیص می‌دهد که شاخص فقر کل را حداقل سازد. نتایج حاصل از این الگو برای کشور ساحل‌عاج نشان داده است که با به‌کارگیری این روش در مناطق شهری می‌توان کاهش قابل‌ملاحظه‌ای در فقر کل (بین ۱۲ تا ۲۶ درصد) ایجاد کرد و در برخی موارد کارایی آن نزدیک به حالتی است که درآمد افراد به‌صورت مستقیم قابل مشاهده می‌باشد. همچنین در این زمینه آرار و لوکا (۲۰۱۹) روش‌های موجود هدفمندسازی را به دلیل ناکارآمدی در زمینه پوشش دادن فقرا و حذف غیر فقرا، مورد انتقاد قرار داده و سپس یک الگوریتم عددی جدید برای هدف‌گیری بهینه گروهی فقر در شرایط محدودیت بودجه و اطلاعات ناقص ارائه کرده‌اند، محققان با آزمودن روش بهینه‌سازی خود بر روی داده‌های کشور بورکینا فاسو، دریافته‌اند که روش آنها نسبت به آزمون تقریب وسع عملکرد به‌مراتب بهتری دارد.

مطالعات مذکور بیشتر بر شیوه تخصیص بهینه منابع برنامه‌های فقرزدایی تمرکز دارند، در رویکردی دیگر برخی محققان به روش‌های شناسایی فقرا پرداخته‌اند، از جمله دوروکسا و همکاران[1] (۲۰۱۷)، روش‌های مختلف هدفمندسازی (شامل آزمون سنجش وسع، آزمون تقریب وسع، هدف‌گذاری طبقه‌ای[2]، هدف‌گذاری جغرافیایی[3]، خودهدف‌گذاری[4] و هدف‌گذاری جامعه محور[5]) را از نظر دقت هدفمندسازی (خطاهای شمول و حذف) و هزینه‌های مرتبط با هر روش

1. Devereuxa , et al.
2. Categorical targeting
3. Geographical targeting
4. Self-targeting
5. Community-based targeting

(هزینه‌های اداری، خصوصی، اجتماعی، انگیزشی و سیاسی) مورد مقایسه قرار داده و دریافته‌اند. که هر کدام از روش‌های هدفمندسازی خطاها و هزینه‌های مختص به خود را دارند؛ بنابراین در هر برنامه هدفمندسازی مبادله بین دقت هدفمندسازی و هزینه‌های مرتبط با آن امری اجتناب‌ناپذیر است. همچنین در این زمینه اولکن[1] (۲۰۱۹) به موضوع طراحی برنامه‌های ضد فقر در کشورهای در حال گذار در قرن ۲۱ با تأکید بر تجربیات اندونزی پرداخته است. وی دریافته است که دو روش هدفمندسازی جامعه محور و خود هدفمندسازی در تهیه اطلاعات دقیق در مورد وضعیت فقرا و کاهش میزان خطای شمول و کاهش نشت بودجه به غیر فقرا عملکرد به‌مراتب بهتری داشته‌اند.

در مورد پیشینه داخلی نیز مطالعات انجام گرفته در زمینه هدف‌گذاری در ایران را می‌توان در دو دسته کلی، یکی بررسی آثار هدفمندسازی یارانه‌ها (ازجمله می‌توان به مطالعات حمزه‌ئی و همکاران (۱۴۰۱)، پروین و بانویی (۱۳۹۶)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۶)، رحیمی‌نیا و اکبری مقدم (۱۳۹۵)، حاجی‌پور و فالسلیمان[2] (۲۰۱۶) و امامی و همکاران[3] (۲۰۱۶) اشاره کرد) و دوم روش‌های اجرا به‌ویژه در زمینه شناسایی فقرا (در این زمینه می‌توان به مطالعات بخشوده (۲۰۱۳) و خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱) اشاره کرد) تقسیم کرد، که موضوع بحث مقاله حاضر مطالعات دسته دوم می‌باشد. به همین دلیل در ادامه ضمن ارائه خلاصه نتایج دسته اول، دسته دوم مطالعات تشریح می‌شود.

باوجود اینکه مطالعات حمزه‌ئی و همکاران (۱۴۰۱)، پروین و بانویی (۱۳۹۶)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۶)، رحیمی‌نیا و اکبری مقدم (۱۳۹۵)، به نوعی بر آثار منفی هدفمندی یارانه‌ها بر رفاه، فقر و نابرابری تأکید دارند در مقابل مطالعات رحیمی‌نیا و اکبری مقدم (۱۳۹۵) و مامی و همکاران (۲۰۱۶)، خلاف یافته‌های مذکور را نشان می‌دهند؛ بنابراین مطابق مطالعات مذکور نمی‌توان به قطعیت در مورد شیوه اثرگذاری هدفمندی یارانه‌ها بر وضعیت رفاهی خانوارها اظهارنظر کرد. با این وجود بیشتر مطالعات مذکور نشانگر اثر منفی هدفمندی یارانه‌ها بر وضعیت رفاهی خانوارها می‌باشد که یکی از دلایل اصلی این امر ناشی از عدم هدف‌گذاری درست منابع مربوطه به سمت فقرای واقعی جامعه است؛ بنابراین موضوع شناسایی خانوارهای فقیر و اولویت‌بندی آنها نقش مهمی در کارایی برنامه هدفمندسازی خواهد داشت؛ اما بررسی پیشینه این موضوع در کشور، محدود بودن مطالعات صورت گرفته در حوزه شناسایی فقرا را نشان می‌دهد. از

1. Olken
2. Hajipour & Fallsolyman
3. Emami, A., Lustig, N., & Taqdiri, A. R.

سویی مطالعات انجام شده نیز مبتنی بر روش آزمون تقریب وسع است که این روش چالش‌های خاص خود را دارد، در این زمینه می‌توان به مطالعات بخشوده[1] (۲۰۱۳) و خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱) اشاره کرد.

بخشوده (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های هزینه درآمد خانوارها در سال ۲۰۰۸ و آزمون تقریب وسع، طرح هدف‌گذاری یارانه‌ها در ایران را بررسی کرده است. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در پنج گروه ویژگی‌های جمعیتی، کیفیت مسکن، دارایی‌های اصلی خانوار، فعالیت اقتصادی و موقعیت مکانی (شهری/روستایی) طبقه‌بندی شده‌اند. بر اساس نتایج حاصل با تعریف یک حد آستانه در سطح چهار دهک اول درآمدی، بیش از ۷۰ درصد فقرا با یک خطای شمول هفت درصدی تحت پوشش طرح قرار گرفته‌اند. در مطالعه‌ای مشابه خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱)، بر اساس اطلاعات هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۸۶، روش دومرحله‌ای برای شناسایی خانوارهای فقیر ایرانی به کار گرفته‌اند. در این روش، در مرحله اول، خانوارها طبقه‌بندی می‌شوند و در مرحله دوم، آزمون تقریب وسع برای طبقات و خانوارهای زیر خط فقر به کار می‌رود. بر اساس نتایج حاصل، هم در جوامع شهری و هم در جوامع روستایی، خانوارهای طبقه اول، شایسته حمایت هستند. بالا بودن درصد سرپرستی خانوار توسط زنان، پایین بودن درصد اشتغال و بالا بودن میزان بی‌سوادی سرپرست خانوارها، بزرگ بودن بعد خانوار به همراه بار تکفل زیاد، کوچک و محقر بودن محل سکونت و نیز کیفیت نامناسب و دوام کم مصالح آن، از ویژگی‌های بارز خانوارها شناسایی شده است. در مطالعات مذکور مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها به‌عنوان متغیرهای راهنما برای شناسایی فقرا برگزیده شده‌اند. حال این سؤال مطرح است که اگر سیاست‌گذار بخواهد یک یا چند مشخصه را برای انتخاب در اولویت قرار دهد معیار وی برای انجام این کار چیست؟ ممکن است در پاسخ بیان شود که ضرایب این مشخصه‌ها در مدل‌های رگرسیونی مدنظر قرار گیرد، اما در این حالت نیز مسئله عدم شفافیت و نارضایتی عمومی مطرح است. با این حال مقاله حاضر یک معیار مناسب برای انجام این کار ارائه می‌کند که عبارت از میزان کاهش در فقر بر اساس هدف قرار دادن خانوارهای دارای آن مشخصه می‌باشد. مسئله بعدی محدود بودن بودجه دولت است که پرداخت‌های سرانه برای هدف‌گذاری فقر تحت تأثیر این محدودیت قرار می‌گیرد؛ بنابراین برای راهنمایی دقیق‌تر سیاست‌گذار در این زمینه، نیاز است میزان کاهش در فقر کل به ازای سطوح مختلف بودجه ارائه شود که این موضوع نیز در مقاله حاضر مورد توجه قرار می‌گیرد.

1. Bakhshoodeh

۳- روش‌شناسی پژوهش

این مقاله نیازمند سه دسته اطلاعات است، دسته اول، شامل هزینه سرانه هر خانوار، بعد خانوار و وزن جمعیتی هر خانوار نمونه در جامعه می‌باشد، دسته دوم، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها و در نهایت دسته سوم، خط فقر است. دسته اول و دوم اطلاعات، از طرح هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۹ تهیه شده‌اند. برای استخراج دسته سوم اطلاعات یعنی خط فقر مطلق می‌توان از دو روش سبد غذایی مطلوب و هزینه میزان انرژی غذا دریافتی (FEI[1]) استفاده کرد. هر دو روش مذکور دارای مزایا معایب مختص به خود هستند. در روش سبد غذایی مطلوب، صرف تأمین انرژی از هر منبع غذایی مدنظر نیست، بلکه تأمین حداقل کالری مورد نیاز روزانه از یک سبد استاندارد مدنظر است که تضمین‌کننده سلامت جسمی افراد در بلندمدت باشد اما ایراد آن این است که به الگوی مصرف واقعی خانوارها توجهی ندارد. در حالی‌که در روش هزینه میزان انرژی غذا دریافتی صرفاً تأمین حداقل کالری روزانه مدنظر است و به اینکه این کالری از محل چه منابع غذایی به‌دست می‌آید تأمین شود توجه نمی‌شود. از این رو تأمین منابع پولی برابر با خط فقر حاصل از روش هزینه میزان انرژی غذا، ممکن است قادر به تأمین مواد غذایی مطلوب و استاندارد برای سلامت افراد در بلندمدت نباشد. در این تحقیق از ترکیب دو روش مذکور استفاده می‌شود، به این صورت که متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه با به‌کارگیری سبد غذایی مطلوب و سهم جمعیتی گروه‌های مختلف سنی و جنسی جمعیت، محاسبه می‌شود و سپس برای محاسبه هزینه مورد نیاز برای تأمین کالری مذکور روش هزینه میزان انرژی غذا دریافتی مدنظر قرار می‌گیرد. در اینجا برای محاسبه خط فقر مطلق دو رویکرد متفاوت وجود دارد یکی به‌کارگیری هزینه سرانه غذایی برای محاسبه خط فقر شدید (غذایی) و سپس ضرب آن در معکوس ضریب انگل جامعه یا ضریب انگل فقرا برای محاسبه فقر مطلق است. این رویکرد در مطالعات خداداد و همکاران (۱۳۸۱) و خداداد و حیدری (۱۳۸۱) مورد استفاده قرار گرفته است. در رویکرد دوم که در مطالعه پژویان (۱۳۷۵) به‌کار گرفته شده است، به‌جای استفاده از ضریب انگل، هزینه‌های غیرغذایی دهک هزینه‌ای که کالری معادل با کالری استاندارد مصرف می‌کند ملاک عمل برای محاسبه خط فقر مطلق قرار می‌گیرد. مزیت استفاده از این روش این است که دیگر با چالش انتخاب ضریب انگل (ضریب انگل فقرا/ ضریب انگل جامعه) مواجه نیست و هزینه‌های غیرغذایی را مبتنی بر الگوی مصرف واقعی افراد در مرز خط فقر محاسبه و در خط فقر مطلق وارد می‌کند که در این مطالعه از رویکرد دوم پیروی

1. The Cost of Food Energy Intake (FEI)

می‌شود. سپس مبتنی بر مبانی نظری تحقیق و به پیروی از آرار و لوکا (۲۰۱۹)، روش عددی مورد استفاده در هدف‌گذاری بهینه گروهی، دارای چهار گام اساسی به شرح زیر است:

گام اول: برآورد کاهش فقر نرمال شده[1]

مرحله اول با محاسبه کاهش در فقر کل (در سطح کل جمعیت) برای سطوح مختلف پرداخت انتقالی سرانه شروع می‌شود. این شبیه به برآورد تابع $PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ برای سطوح مختلف τ_g می‌باشد. برای مثال اگر بودجه ثابت برای پرداخت انتقالی سرانه برابر $\bar{\tau}$ برای هر گروه باشد، در این صورت کاهش در فقر کل را می‌توان به ازای مقادیر پرداخت انتقالی ۱۰۰۰/ $\bar{\tau}$ و ۱۰۰۰/ $۲\bar{\tau}$ و ۱۰۰۰/ $۳\bar{\tau}$ و ... و ۱۰۰۰/ $۱۰۰۰\bar{\tau}$ برآورد کرد. در این مثال توصیفی ۱۰۰۰ قسمت افراز به کار رفته است. در حالت کلی با افزایش تعداد افرازها، نتایج دقیق‌تری حاصل می‌شود و تعداد افرازها می‌تواند درجه دقت برآوردها را تحت تأثیر قرار دهد. اما بعد از یک آستانه مشخص (از تعداد افرازها) اثر نهایی ناچیز می‌شود. به‌ویژه تعداد زیاد افرازها برای شاخصی مانند فقر سرشمار توصیه می‌شود که در مورد این شاخص، رابطه بین درآمد و شاخص کاهش فقر به‌شدت غیرخطی می‌باشد. درحالی‌که برای شاخص‌هایی که رابطه آنها با درآمد خطی است (مانند شاخص شکاف فقر و شاخص شدت فقر[2])، اثر ناشی از داشتن افرازهای ریزتر خیلی سریع ناچیز/ قابل نادیده پنداشتن می‌شود. بعد از آن $PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ برآورد شده با استفاده از پرداخت انتقالی سرانه متناظر(τ_g) نرمال‌سازی می‌شود. نسبت بین کاهش در فقر کل و پرداخت انتقالی سرانه برای گروه g با رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$\theta_g(\tau_g;\alpha) = PR_g(\tau_g;\alpha)/\tau_g \qquad (۱۷)$$

توجه داشته باشید که با پوشش دادن تمامی سطوح بالقوه/ ممکن $\forall g$ $\tau_g \epsilon [0,\bar{\tau}]$ الگوریتم بهینه سراسری کاهش فقر را دنبال می‌کند.

گام دوم: رتبه‌بندی کاهش فقر کل نرمال شده

برای هر گروه جمعیتی نتایج θ_g به‌صورت نزولی رتبه‌بندی می‌شود. توجه داشته باشید برای مسئله حداکثرسازی چنین رتبه‌بندی بر اساس θ_g، به همگرایی سریع الگوریتم سراسری کمک می‌کند. این روش همچنین نیازی به شرط شبه محدب بودن ندارد. علت آن این است که با وجود بالاترین θ_g و پرداخت انتقالی متناظر با آن τ_g نمی‌توان از طریق پرداخت‌های انتقالی

1. Estimate the normalized poverty reduction
2. Poverty gap and the severity of poverty

کمتر برای گروه g یا از طریق تقسیم کردن چنین مقداری در بین گروه‌ها، به کاهش بیشتری در فقر دست یافت. در اصل نتایج باید مطابق جدول (۱) سازمان‌دهی شوند.

جدول ۱. ساختار کاهش در فقر کل و پرداخت انتقالی سرانه برای گروه‌های مختلف جمعیتی در تکرارهای مختلف الگوریتم

	Group 1		Group 2		...Group G	
Position(P)	θ_1	τ_1	θ_2	τ_2	θ_G	τ_G
1						
2						
…						
1000						

منبع: آرار و لوکا (۲۰۱۹)

به‌طور کلی مفهوم ترکیب $\left(\theta_{g.p}(s), \tau_{g.p}(s)\right)$ به کاهش فقر نرمال شده و پرداخت انتقالی سرانه متناظر با آن برای گروه g در موقعیت p در مرحله s اشاره دارد. در جدول فوق در تکرار اول s = 1 می‌باشد.

گام سوم: جستجوی پرداخت‌های انتقالی بهینه

با شروع از موقعیت اول جدول (۱)، به جستجو در مورد گروه با بالاترین سطح $\theta_{g,1}$ و گروه با دومین بالاترین سطح $\theta_{k,1}$ پرداخته شده و سپس سطح پرداخت انتقالی گروه g با قاعده زیر تثبیت می‌شود.

$$\tau_g^*(s=1) = max\{\tau_{g,p}(s=1) | \theta_{g,p} \geq \theta_{k,1}\} \quad (۱۸)$$

سپس پرداخت انتقالی متناظر به آن گروه g تخصیص داده می‌شود. بدیهی است که مقدار پرداخت انتقالی به‌طور ضمنی محدودیت‌های رابطه (۵) را برآورده می‌کند.

گام چهارم: به روز کردن داده‌ها

در این قسمت درآمد فرد i–ام (عضو گروه g) با اضافه کردن پرداخت انتقالی تخصیص یافته به وی به روز می‌شود (یعنی $y_{g,i} = y_{g,i} + \tau_g^*(s=1)/\varphi_g$). سپس با به روز کردن بودجه باقیمانده، $\bar{\tau}(s) = \bar{\tau}(s-1) - \tau_g^*(s)$ ادامه داده می‌شود، که s به مرحله محاسبات اشاره دارد و در مرحله اول $s = 1$ است. بعد از این به روز رسانی‌ها به مرحله بعدی رفته و در آن مرحله نیز چهار گام مذکور تکرار می‌شوند و این کار به مرحله‌های بعدی می‌رود، تا زمانی که بودجه تمام شود. آرار و لوکا (۲۱۰۹)، اثبات کرده‌اند که تخصیص پرداخت‌های انتقالی مبتنی بر الگوریتم مذکور به بهینه سراسری کاهش فقر، همگرا می‌شود.

در حالت وجود چندین بهینه غیرمحلی و محدب بودن تابع هدف، برخلاف روش نیوتن- رافسون[1]، امکان رسیدن الگوریتم آرار و لوکا (۲۰۱۹) به بهینه سراسری را فراهم می‌کند. درحقیقت روش نیوتن – رافسون، نیازمند کاهنده بودن بازدهی‌های نهایی تابع هدف می‌باشد (به این معنی که مشتق دوم تابع هدف منفی باشد). برای شاخص فقر سرشمار کاهش نهایی می‌تواند یک تابع غیرکاهنده باشد که موجب ناکارا شدن روش نیوتن- رافسون می‌شود. در الگوریتم جدید با بررسی تمامی سطوح محتمل پرداخت انتقالی تلاش شده است که بر مشکل غیرمحدب بودن تابع هدف غلبه شود. به‌ویژه بر اساس تخصیص تدریجی مقادیر پیشنهاد شده در الگوریتم جدید تلاش می‌شود تا فرم محدب کاهش نهایی در تابع هدف تقلید شود، به عبارت دیگر اولین مقادیر تخصیص یافته پرداخت‌های انتقالی باید بیشترین کاهش را در فقر ایجاد کنند.

در نهایت، برای بررسی اندازه‌گیری عملکرد هدف‌گذاری در این مطالعه از سه شاخص کارایی هدف‌گذاری، خطای شمول و خطای حذف استفاده خواهد شد، که این شاخص‌ها به‌صورت زیر برآورد می‌شوند.

کارایی هدف‌گذاری: نوع خانوار هدف یا شاخص هدف‌گذاری با نماد x نشان داده می‌شود، همچنین فرض کنید $PR^*(y,\tau;\alpha)$ حداکثر مقدار ممکن کاهش در فقر، با پرداخت انتقالی سرانه τ و با فرض اطلاعات کامل سیاست‌گذار در مورد رفاه افراد (سطح درآمد آنها یا Y) باشد. همچنین اجازه دهید که $PR^*(x,\tau;\alpha)$ بیانگر حداکثر مقدار ممکن کاهش در فقر با پرداخت انتقالی سرانه τ برای زمانی باشد که افراد بر اساس شاخص x هدف‌گذاری شوند. در این صورت کارایی شاخص هدف‌گذاری x به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho(x,\tau;\alpha)=\frac{PR^*(x,\tau;\alpha)}{PR^*(y,\tau;\alpha)} \qquad (۱۹)$$

میزان خطای شمول (IER)[2]: خطای شمول برابر با درصدی از غیرفقرا است که به اشتباه مشمول مزایای برنامه حمایت اجتماعی شده‌اند. این شاخص جهت نظارت بر کارایی اقتصادی برنامه مورد استفاده قرار می‌گیرد و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$IER=\frac{P(y\geq z|\hat{y}<z)}{P(\hat{y}<z)}) \qquad (۲۰)$$

میزان خطای حذف (EER)[3]: این شاخص برابر با درصد فقرایی است که تحت پوشش مزایای رفاهی برنامه حمایت اجتماعی قرار نگرفته‌اند. به بیانی دیگر درصدی از فقرا که به اشتباه

1. Newton□Raphson
2. Inclusion Error Rate
3. Exclusion Error Rate

به‌عنوان افراد غیرفقیر تشخیص داده شده‌اند. این شاخص نیز در نظارت بر کارایی اجرایی برنامه کاربرد دارد و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$EER = \frac{P(y \geq z | y < z)}{P(y < z)}) \quad (۲۱)$$

۵- یافته‌های پژوهش و بحث

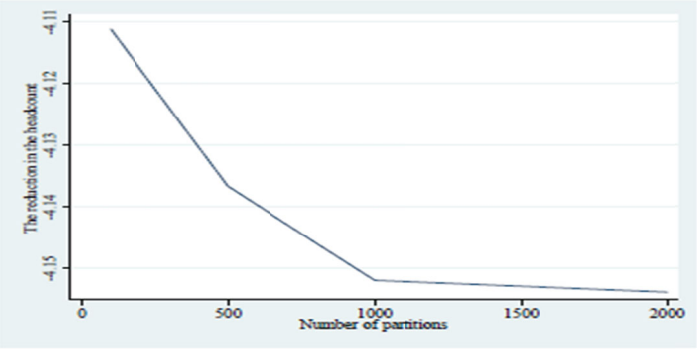
مبتنی بر روش‌شناسی ارائه شده در بخش روش تحقیق، متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه برای مناطق شهری کشور، ۲۴۹۷ کیلو کالری در روز برآورد و سپس مبتنی بر آن و روش هزینه میزان انرژی غذا دریافتی، خط فقر مطلق سرانه ماهیانه برای مناطق شهری کشور در سال ۱۳۹۹ برابر با ۱۱۶۵۵۳۴ تومان محاسبه شده است. لازم به ذکر است که روش عددی مورد نظر مبتنی بر دو اصل اساسی در مورد هدف‌گذاری است، که یکی اطلاعات ناقص دولت در مورد وضعیت رفاهی خانوارها و دیگری محدودیت بودجه می‌باشد. در مورد اطلاعات ناقص از مشخصه‌های قابل رؤیت و غیرقابل دستکاری (مشخصه‌های جنسیت و وضعیت تأهل سرپرست، بعد خانوار، ترکیب جمعیت خانوار (تعداد اعضای کوچکتر یا مساوی ۶ سال و اعضای بزرگ‌تر یا مساوی ۶۵ سال) و تحصیلات سرپرست خانوار) استفاده می‌شود و در مورد محدودیت بودجه نیز مبلغ سرانه ماهیانه ۱۰۰ هزار تومان برای سال ۱۳۹۹ مدنظر قرار گرفته است که در صورت تصمیم سیاست‌گذار به در نظر گرفتن بودجه‌ای متفاوت می‌توان نتایج را بر اساس آن گزارش کرد. در زمینه شاخص‌های فقر نیز سه شاخص، یکی فقر سرشمار، دوم شکاف فقر و سوم توان دوم شکاف فقر (شدت فقر) مورد استفاده قرار گرفته که نتایج این شاخص‌ها در جدول (۲) آمده است. فقر سرشمار بیانگر درصد افراد زیر خط فقر، شکاف فقر متوسط فاصله درآمد افراد زیر خط فقر از خط فقر و توان دوم شکاف فقر نیز همان میانگین موزون شکاف فقر می‌باشد که درآن وزن به‌کار رفته برای هر فرد برابر با شکاف فقر وی است.

جدول ۲. وضعیت شاخص‌های فقر در خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹

خط فقرمطلق سرانه ماهیانه (به تومان)	فقر سرشمار (به درصد)	شکاف فقر (به درصد)	توان دوم شکاف فقر (به درصد)
۱۱۶۵۵۳۴	۵۹/۷۶	۲۲/۹۵	۱۱/۵۶

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از گزارش نتایج نهایی، نحوه پارتیشن‌بندی بودجه سرانه برای تخصیص مرحله‌ای براساس چهار گام اساسی روش عددی تشریح می‌شود. در این مورد هر چه تعداد پارتیشن‌بندی ریزتر باشد، خطای بهینه‌سازی کاهش خواهد یافت. به‌طور شهودی محدود بودن تعداد پارتیشن‌ها فضای جستجو برای جواب بهینه و در نتیجه آن، میزان دقت را کاهش می‌دهد.



شکل ۲. کاهش فقر سرشمار و تعداد پارتیشن‌های پرداخت‌های انتقالی

منبع: آرار و لوکا (۲۰۱۹)

در نمودار (۲) رابطه بین تعداد پارتیشن‌ها و کاهش در فقر کل نشان داده شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود که همگرایی در تعداد پارتیشن‌های برابر با ۱۰۰۰ شروع می‌شود؛ اما در این تحقیق جهت اطمینان، تعداد پارتیشین‌ها ۱۰۰۰۰ در نظر گرفته شده است که این کار دقت تخصیص بودجه را، افزایش و میزان خطای همگرایی را به شدت کاهش خواهد داد.

بر اساس روش‌شناسی مذکور، نتایج حاصل از روش بهینه‌سازی عددی برای مناطق شهری کشور و سه شاخص فقر ذکر شده در جداول (۳)، (۴)، (۵) آمده است. به‌منظور درک بهتر موضوع یک نمونه از اطلاعات جدول (۳)، یعنی هدف‌گذاری بر اساس بعد خانوار به تفصیل توضیح داده شده و سپس به بررسی مقایسه‌ای نتایج پرداخته می‌شود. در این تحقیق بعد خانوار بر اساس خانوارهای ۲-۱ نفره، ۴-۳ نفره، ۶-۵ نفره و بالاتر از ۶ نفره در نظر گرفته شده است که از نظر سهم جمعیتی بیشترین آنها خانوارهای ۴-۳ نفره و کمترین آنها خانوارهای بالاتر از ۶ نفره است. از نظر فقر سرشمار نیز با افزایش بعد خانوار از ۲-۱ نفره به بالای ۶ نفره، میزان فقر سرشمار از ۳۴/۴ درصد به ۹۱/۴ درصد می‌رسد. بر اساس تخصیص صورت گرفته در روش بهینه‌سازی عددی، این تحقیق برای رسیدن به هدف بیشترین کاهش در فقر سرشمار باید مبلغ ۹۳۵۶۵۸ تومان به‌صورت ماهیانه به هر نفر در خانوارهای بالای ۶ نفره و مبلغ ۲۳۲۰۶۳ تومان به هر نفر در خانوارهای ۶-۵ نفره پرداخت شود که پرداخت مذکور به خانوارهای بالای ۶ نفره معادل پرداخت سرانه یکسان به کل جمعیت به میزان ۴۲۷۳۲ تومان می‌باشد و برای انجام پرداخت سرانه مذکور به خانوارهای ۶-۵ نفره، بودجه‌ای به میزان پرداخت سرانه یکسان به میزان ۵۷۲۳۳ تومان به کل جمعیت مورد نیاز است. نحوه تخصیص فوق سبب کاهش فقر سرشمار به میزان ۷/۱۰- درصد می‌شود، که با توجه به کاهش در فقر سرشمار بر اساس اطلاعات کامل (۳۵/۹۱-)

کارایی این روش هدف‌گذاری ۱۹/۷۷ درصد است. نرخ پوشش این روش هدف‌گذاری ۸۶/۳۷ و خطاهای شمول و حذف نیز به ترتیب ۴/۶۹ و ۳۱/۳۰ است؛ که اگر رقم پرداختی به گروه جمعیتی ۴–۳ نفره که بسیار ناچیز (۶۱ تومان) است نادیده گرفته شود، نرخ پوشش جمعیتی به ۲۹/۲۲ درصد می‌رسد و خطاهای حذف و شمول نیز به‌ترتیب ۳۶/۵۸ و ۵/۷۱ تغییر خواهند کرد. به بیانی خلاصه می‌توان صرفاً با هدف‌گذاری خانوارهای ۶–۵ نفره و بالاتر از ۶ نفره به کارایی هدف‌گذاری به میزانی حدود ۲۰ درصد هدف‌گذاری کامل دست یافت، درحالی‌که صرفاً ۵/۷۱ درصد خانوارهای غیرفقیر را به اشتباه تحت پوشش قرار داده و ۳۶/۵۸ درصد خانوارهای فقیر را نیز از طرح حذف کرده است.

جدول ۳. نتایج هدف‌گذاری فقر برای مناطق شهری کشور (بر اساس حداقل‌سازی شاخص فقر سرشمار)

مشخصه	وضعیت مشخصه	سهم جمعیتی و مقدار شاخص فقر (به درصد)		پرداخت سرانه ماهیانه (به تومان)		کاهش در فقر و کارایی شاخص‌ها (به درصد)			نرخ پوشش و خطاها (به درصد)		
		سهم جمعیتی	شاخص فقر	پرداخت سرانه بهینه گروهی (پرداخت سرانه برای هر عضو گروه در جامعه)	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه (پرداخت سرانه به هر فرد جامعه)	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص (پرداخت سرانه برای هر عضو گروه در سطح جامعه)	کاهش در فقر با اطلاعات کامل (پرداخت متفاوت به هر فرد جامعه بر اساس اطلاعات کامل)	کارایی هدف‌گذاری بر اساس مشخصه	نرخ پوشش جمعیتی	خطای حذف	خطای شمول
جنسیت و تأهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۷/۵۰	۵۶/۷	۸۳۴۵۱۲	۶۲۶۰۲	-۶/۱۱	-۳۵/۹۱	۱۷/۰۱	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	زن- دارای همسر	۱/۰۴	۷۰	۸۸۹۰۲۹	۹۲۰۶						
	زن - مجرد	۰/۲۷	۳۵/۶	۶۰۷۰۵۷	۱۶۳۶						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۳۵	۴۹/۶	۷۶۰۶۳۳	۱۰۲۹۸						
	مرد- دارای همسر	۸۹/۳۹	۶۰/۲	۱۷۰۷۸	۱۵۲۶۷						
	مرد- مجرد	۰/۴۵	۳۶/۴	۲۲۱۴۱۵	۹۹۱						
سن سرپرست (سال)	زیر ۳۰	۴۰/۶۸	۶۵/۳	۸۲۹۹۷۱	۳۸۸۱۵	-۶/۴۳	-۳۵/۹۱	۱۷/۹۰	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۶۰-۳۱	۷۳/۸۲	۶۱	۱۰۷۲	۷۹۱						
	بالای ۶۰	۲۱/۵	۵۴/۳	۲۸۰۸۲۳	۶۰۳۹۳						
تحصیلات سرپرست	بی‌سواد	۱۳/۱۷	۷۷/۴	۷۵۸۱۸۱	۹۹۸۵۰	-۷/۹۸	-۳۵/۹۱	۲۲/۲۲	۷۹/۷۶	۶/۷۳	۲۶/۸۲
	دیپلم و زیر دیپلم	۶۶/۶۹	۶۴/۳	۲۲۵	۱۵۰						
	فوق‌دیپلم و لیسانس	۱۵/۲۲	۳۴/۸	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۴/۲۵	۲۳/۳	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۲-۱	۱۳/۶۳	۳۴/۴	۰	۰	-۷/۱۰	-۳۵/۹۱	۱۹/۷۷	۸۶/۳۷	۴/۶۹	۳۱/۳۰
	۴-۳	۵۷/۱۵	۵۵/۸	۶۱	۳۵						
	۶-۵	۲۴/۶۶	۷۷	۲۳۲۰۶۳	۵۷۲۳۳						
	بالای ۶	۴/۵۷	۹۱/۴	۹۳۵۶۵۸	۴۲۷۳۲						
عضو زیر ۷ سال	۰	۶۶/۴۸	۵۴/۴	۱۰۰۴	۶۶۷	-۷/۵۰	-۳۶	۲۰/۸۴	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۱	۲۵/۵۰	۶۷/۴	۹۳۰۸۲	۲۳۷۳۶						
	۲ و بیشتر	۸/۲۰	۷۹/۸	۹۴۲۶۷۳	۷۵۵۹۶						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۸۲/۳۰	۶۰/۴	۳۰	۲۵	-۶/۶	-۳۶	۱۸/۳۶	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۱	۱۲/۲۲	۵۶/۸	۵۱۰۴۲۱	۶۲۳۵۵						
	۲ و بیشتر	۵/۴۸	۵۶/۲	۶۸۶۴۱۴	۳۷۶۲۱						

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. نتایج هدف‌گذاری فقر برای مناطق شهری کشور (بر اساس حداقل‌سازی شاخص شکاف فقر)

مشخصه	وضعیت مشخصه	سهم جمعیتی و مقدار شاخص فقر (درصد)		پرداخت سرانه ماهیانه (تومان)		کاهش در فقر و کارایی شاخص‌ها (درصد)			نرخ پوشش و خطاها (درصد)		
		سهم جمعیتی	شاخص فقر	پرداخت سرانه بهینه گروهی (پرداخت سرانه برای هر عضو گروه در جامعه)	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه (پرداخت سرانه به هر فرد جامعه)	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص (پرداخت سرانه برای هر عضو گروه در سطح جامعه)	کاهش در فقر با اطلاعات کامل (پرداخت متفاوت به هر فرد جامعه بر اساس اطلاعات کامل)	کارایی هدف‌گذاری بر اساس مشخصه	نرخ پوشش جمعیتی	خطای حذف	خطای شمول
جنسیت و تأهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۷/۵۰	۲۲/۶	۵۳۶۱۶	۴۰۲۲	-۴/۹۲	-۸/۵۸	۵۷/۳۹	۹۷/۹۳	۰/۹۳	۳۹/۰۹
	زن- دارای همسر	۱/۰۴	۳۳/۲	۲۰۳۹۳۲	۲۱۱۲						
	زن- مجرد	۰/۲۷	۱۳/۳	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۳۵	۲۰/۳	۰	۰						
	مرد- دارای همسر	۸۹/۳۹	۲۳	۱۰۰۰۵	۹۳۸۶۶						
	مرد - مجرد	۰/۴۵	۹/۵	۰	۰						
سن سرپرست (سال)	زیر ۳۰	۴۰/۶۸	۲۷/۹	۲۲۷۶۳۷	۱۰۶۴۶	-۴/۹۷	-۸/۵۸	۵۷/۸۹	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۶۰-۳۱	۷۳/۸۲	۲۳/۵	۱۲۰۷۶۷	۸۹۱۴۷						
	بالای ۶۰	۲۱/۵۱	۲۰/۱	۹۶۲	۲۰۷						
تحصیلات سرپرست	بی‌سواد	۱۳/۱۷	۳۵	۳۰۶۴۴۲	۴۰۳۵۷	-۵/۵۶	-۸/۵۸	۶۴/۷۴	۷۹/۸۶	۶/۷۳	۲۶/۸۲
	دیپلم و زیر دیپلم	۶۶/۶۹	۲۴/۷	۸۹۴۳۶	۵۹۶۴۳						
	فوق‌دیپلم و لیسانس	۱۵/۲۲	۹/۶	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۴/۲۵	۶	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۲-۱	۱۳/۶۳	۱۱/۱	۰	۰	-۶/۱۷	-۸/۵۸	۷۱/۸۶	۲۳/۲۹	۳۶/۶۰	۶/۰۶
	۴-۳	۵۷/۱۵	۱۹/۱	۰	۰						
	۵-۶	۲۴/۶۶	۳۳/۵	۲۹۹۹۲۷	۷۳۹۷۰						
	بالای ۶	۴/۵۷	۵۰	۵۶۹۹۵۱	۲۶۰۳۰						
عضو زیر ۷ سال	۰	۶۶/۴۸	۱۹/۷	۱۱۳۶۷	۷۵۵۷	-۵/۴	-۸/۵۸	۶۳/۱۲	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۱	۲۵/۵۰	۲۶/۵	۲۲۴۳۲۵	۵۷۲۰۳						
	۲ و بیشتر	۸/۲۰	۳۸/۵	۴۳۹۴۳۴	۳۵۲۴۰						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۸۲/۳۰	۲۳/۲	۱۱۱۲۸۱	۹۱۵۸۹	-۴/۹۱	-۸/۵۸	۵۸/۲۱	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۱	۱۲/۲۲	۲۲	۵۳۹۱۱	۶۵۸۶						
	۲ و بیشتر	۵/۴۸	۲۱/۳	۳۳۳۲۴	۱۸۲۶						

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج هدف‌گذاری فقر برای مناطق شهری کشور (بر اساس حداقل‌سازی شاخص توان دوم شکاف فقر)

مشخصه	وضعیت مشخصه	سهم جمعیتی و مقدار شاخص فقر (درصد)		پرداخت سرانه ماهیانه (تومان)		کاهش در فقر و کارایی شاخص‌ها (درصد)			نرخ پوشش و خطاها (درصد)		
		سهم جمعیتی	شاخص فقر	پرداخت سرانه بهینه گروهی (پرداخت سرانه برای هر عضو گروه در جامعه)	هزینه معادل سرانه در سطح جامعه (پرداخت سرانه به هر فرد جامعه)	کاهش در فقر با اطلاعات ناقص (پرداخت سرانه برای هر عضو گروه در سطح جامعه)	کاهش در فقر با اطلاعات کامل (پرداخت متفاوت به هر فرد جامعه بر اساس اطلاعات کامل)	کارایی هدف‌گذاری بر اساس مشخصه	نرخ پوشش جمعیتی	خطای حذف	خطای شمول
جنسیت و تأهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۷/۵۰	۱۱/۷	۹۶۷۹۵	۷۲۶۱	-۳/۵۳	-۵/۹۶	۵۹/۲۶	۹۷/۹۳	۰/۹۳	۳۹/۰۹
	زن- دارای همسر	۱/۰۴	۱۹/۶	۱۹۷۶۹۷	۲۰۴۷						
	زن - مجرد	۰/۲۷	۶/۲	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۳۵	۱۰/۷	۰	۰						
	مرد- دارای همسر	۸۹/۳۹	۱۱/۵	۱۰۱۴۵۴	۹۰۶۹۲						
	مرد – مجرد	۰/۴۵	۳/۹	۰	۰						
سن سرپرست (سال)	زیر ۳۰	۴۰/۶۸	۱۵/۲	۲۰۲۰۸۳	۹۴۵۱	-۳/۵۵	-۵/۹۶	۵۹/۵۹	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۶۰-۳۱	۷۳/۸۲	۱۱/۸	۱۰۹۳۰۲	۸۰۶۸۴						
	بالای ۶۰	۲۱/۵۱	۹/۹	۴۵۸۷۲	۹۸۶۵						
تحصیلات سرپرست	بی‌سواد	۱۳/۱۷	۱۹/۷	۲۵۹۹۵۱	۳۴۲۳۵	-۴/۰۶	-۵/۹۶	۶۸/۱۴	۸۰/۵۴	۶/۲۸	۲۷/۰۵
	دیپلم و زیر دیپلم	۶۶/۶۹	۱۲/۳	۹۸۶۰۱	۶۵۷۵۵						
	فوق‌دیپلم و لیسانس	۱۵/۲۲	۳/۹	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۴/۲۵	۲/۳	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۲-۱	۱۳/۶۳	۵/۱	۰	۰	-۴/۴۵	-۵/۹۶	۷۴/۶۲	۸۶/۳۷	۴/۶۹	۳۱/۳۰
	۴-۳	۵۷/۱۵	۸/۸	۲۷۱۵۱	۱۵۵۱۶						
	۶-۵	۲۴/۶۶	۱۸	۲۶۰۸۸۹	۶۴۳۴۲						
	بالای ۶	۴/۵۷	۳۱/۲	۴۴۱۰۳۱	۲۰۱۴۲						
عضو زیر ۷ سال	۰	۶۶/۴۸	۹/۵	۴۶۸۹۵	۳۱۱۷۷	-۳/۸۶	-۵/۹۶	۶۴/۶۷	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۱	۲۵/۵۰	۱۳/۴	۱۶۴۷۷۱	۴۲۰۱۷						
	۲ و بیشتر	۸/۲۰	۲۲/۵	۳۳۴۲۷۷	۲۶۸۰۷						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۸۲/۳۰	۱۱/۷	۱۰۴۸۶۰	۸۶۳۰۳	-۳/۵۲	-۵/۹۶	۵۸/۹۶	۱۰۰	۰	۴۰/۲۳
	۱	۱۲/۲۲	۱۱/۱	۸۲۲۲۹	۱۰۰۴۵						
	۲ و بیشتر	۵/۴۸	۱۰/۵	۶۶۶۲۶	۳۶۵۲						

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور مقایسه و درک بهتر اطلاعات جداول (۳، ۴ و ۵)، اطلاعات این جداول در جدول (۶) خلاصه شده است.

جدول ٦. بررسی عملکرد هدف‌گذاری خانوارهای شهری کشور بر اساس شاخص‌های مختلف فقر

شاخص فقر	شاخص‌های عملکرد	جنسیت و تأهل سرپرست	سن سرپرست	تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	عضو زیر ۷ سال	عضو بالای ٦٥ سال
فقر سرشمار	کارایی هدف‌گذاری	۱۷/۰۱	۱۷/۹۰	۲۲/۲۲	۱۹/۷۷	۲۰/۸۴	۱۸/۳۶
	نرخ پوشش	۱۰۰	۱۰۰	۷۹/۷۶	۸۶/۳۷	۱۰۰	۱۰۰
	خطای حذف	۰	۰	۶/۷۳	۴/۶۹	۰	۰
	خطای شمول	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳	۲۶/۸۲	۳۱/۳۰	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳
	جمع دو خطا	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳	۳۳/۵۵	۳۶	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳
شکاف فقر	کارایی هدف‌گذاری	۵۷/۳۹	۵۷/۸۹	۶۴/۷۴	۷۱/۸۶	۶۳/۱۲	۵۸/۲۱
	نرخ پوشش	۹۷/۹۳	۱۰۰	۷۹/۸۶	۲۳/۲۹	۱۰۰	۱۰۰
	خطای حذف	۰/۹۳	۰	۶/۷۳	۳۶/۶۰	۰	۰
	خطای شمول	۳۹/۰۹	۴۰/۲۳	۲۶/۸۲	۶/۰۶	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳
	جمع دو خطا	۴۰/۰۲	۴۰/۲۳	۳۳/۵۵	۴۲/۶۶	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳
توان دوم شکاف فقر	کارایی هدف‌گذاری	۵۹/۲۶	۵۹/۵۹	۶۸/۱۴	۷۴/۶۲	۶۴/۶۷	۵۸/۹۶
	نرخ پوشش	۹۷/۹۳	۱۰۰	۸۰/۵۴	۸۶/۳۷	۱۰۰	۱۰۰
	خطای حذف	۰/۹۳	۰	۶/۲۸	۴/۶۰	۰	۰
	خطای شمول	۳۹/۰۹	۴۰/۲۳	۲۷/۰۵	۳۱/۳۰	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳
	جمع دو خطا	۴۰/۰۲	۴۰/۲۳	۳۳/۳۳	۳۶	۴۰/۲۳	۴۰/۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۶)، برای شاخص فقر سرشمار کارایی هدف‌گذاری بر اساس مشخصه‌های مختلف خانوار بین ۱۷/۰۱ تا ۲۲/۲۲ درصد هدفمندی بر اساس اطلاعات کامل، نرخ پوشش جمعیتی بین ۷۹/۷۶ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۳۳/۵۵ تا ۴۰/۲۳ تغییر می‌کند و بیشترین کارایی هدف‌گذاری (۲۲/۲۲ درصد) زمانی محقق می‌شود که خانوارها بر اساس سطح تحصیلات سرپرست هدف‌گذاری شوند، که در این صورت نرخ پوشش جمعیتی برابر با ۷۹/۷۶ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز ۳۳/۵۵ درصد (با خطای حذف ۶/۷۳ و خطای شمول ۲۶/۸۲) است. حال در جدول (۶)، اگر به‌جای شاخص فقر سرشمار هدف‌گذاری بر اساس شاخص شکاف فقر انجام گیرد، کارایی هدف‌گذاری به‌طور قابل توجهی تغییر خواهد کرد درحالی‌که میزان خطاهای شمول و حذف تغییر نخواهند کرد، به‌طوری‌که براساس هدف‌گذاری مبتنی بر شاخص شکاف فقر، کارایی هدف‌گذاری بین ۵۷/۳۹ تا ۷۱/۸۶، نرخ پوشش جمعیتی بین ۲۳/۲۹ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز بین ۳۳/۵۵ تا

۴۰/۲۳ خواهند بود. در این روش هدف‌گذاری بهترین شاخص هدف‌گذاری از نظر کارایی بعد خانوار است که در آن کارایی برابر با ۷۱/۸۶ درصد، نرخ پوشش جمعیتی ۲۳/۲۹ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز ۴۲/۶۶ (با خطای حذف ۳۶/۶۰ و خطای شمول ۶/۰۶) می‌باشد. در مقابل اگر شاخص توان دوم شکاف فقر مبنای هدف‌گذاری قرار گیرد، میزان کارایی بین ۵۹/۲۶ تا ۷۴/۶۲، نرخ پوشش جمعیتی بین ۸۰/۵۴ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۳۳/۳۳ تا ۴۰/۲۳ تغییر خواهد کرد، که در این روش نیز مانند شاخص شکاف فقر، بهترین مشخصه بعد خانوار است که کارایی هدف‌گذاری آن ۷۴/۶۲، نرخ پوشش ۸۶/۳۷ و جمع دو خطا نیز ۳۶ است.

حال ممکن است این سؤال مطرح شود که بر اساس شاخص‌های مختلف فقر و شاخص‌های مختلف عملکردی (شاخص کارایی، نرخ پوشش، خطای شمول و حذف) بهتر است هدف‌گذاری بر اساس کدام مشخصه انجام شود؟ قطعاً در این زمینه یکی از مهم‌ترین شاخص‌ها کارایی هدف‌گذاری است، به این معنی که هدف‌گذاری بر اساس آن مشخصه نسبت به هدف‌گذاری با اطلاعات کامل منجر به چند درصد کاهش در شاخص فقر می‌شود. ضمن توجه به شاخص کارایی، در نظر گرفتن نرخ پوشش جمعیتی نیز مهم است، زیرا بالا بودن آن سبب مقبولیت عمومی برنامه‌های هدف‌گذاری فقر و پایین بودن آن سبب صرفه‌جویی در بودجه لازم یا افزایش میزان منافع فقرا از یک بودجه مشخص می‌شود. افزون بر این دو شاخص خطای حذف و خطای شمول را داریم که با افزایش نرخ پوشش جمعیتی خطای شمول افزایش و خطای حذف کاهش می‌یابد در این زمینه اولویت‌بندی بستگی به دیدگاه سیاست‌گذار دارد، که آیا حاضر است با افزایش خطای شمول، میزان خطای حذف را تا حد معقولی کاهش دهد یا برعکس، برای رعایت محدودیت‌های بودجه‌ای، حاضر به کاهش خطای شمول به قیمت بالا بردن خطای حذف می‌باشد. با توجه به نکات مذکور اگر هدف سیاست‌گذار تحت پوشش قرار دان حداکثری فقرا باشد، باید هدف‌گذاری بر اساس سطح تحصیلات سرپرست صورت گیرد در هدف‌گذاری بر اساس این مشخصه در هر سه شاخص فقر میزان خطای حذف زیر ۷ درصد است، یعنی فقط ۷ درصد فقرا از برنامه برخوردار نخواهند شد. این شاخص حتی از نظر نرخ پوشش جمعیتی نیز وضعیت تقریباً مطلوبی دارد و نرخ پوشش جمعیتی آن حدود ۸۰ درصد است. همچنین از نظر کارایی نیز تفاوت چندانی با بهترین مشخصه‌ها از نظر کارایی ندارد. مشخصه بعدی که برای هدف‌گذاری می‌توان توصیه کرد، بعد خانوار است که نسبت به سطح تحصیلات از شفافیت بیشتری در اندازه‌گیری برخوردار است. این مشخصه از نظر کارایی وضعیت بسیار مطلوبی دارد (در دو شاخص فقر از سه شاخص مورد بررسی دارای بیشترین کارایی است) و اگر هدف‌گذاری بر اساس شاخص‌های فقر سرشمار یا توان دوم شکاف فقر باشد، میزان خطای حذف آن نیز

بسیار پایین (حدود ۴/۶ درصد) خواهد بود. از نظر نرخ پوشش جمعیتی نیز به‌جز در مورد شاخص شکاف فقر، تفاوت چندانی با مشخصه وضعیت تحصیلی سرپرست ندارد. خلاصه بحث اینکه توصیه محقق هدف‌گذاری بر اساس شاخص توان دوم شکاف فقر می‌باشد، زیرا در این شاخص نه تنها فاصله درآمدی افراد از فقر مدنظر قرار گرفته، بلکه به افراد با شکاف فقر بزرگ‌تر وزن بیشتری داده شده است. بر اساس این شاخص مشخصه‌ای که باید در هدف‌گذاری مورد توجه قرار گیرد بعد خانوار می‌باشد. اگر هدف‌گذاری بر اساس بعد خانوار انجام گیرد، کارایی هدف‌گذاری ۷۴/۶۲ درصد هدف‌گذاری با اطلاعات کامل است. میزان خطای حذف ۴/۶۰ و خطای شمول ۳۰/۳۰ است. در نهایت در هدف‌گذاری بر اساس بعد خانوار و بر اساس شاخص توان دوم فقر نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۳۷ است، که از نظر اجتماعی بسیار قابل قبول می‌باشد. مهم‌تر از همه توجه به تغییرات شاخص‌های فقر بر اساس بعد جمعیتی خانوار است که در جدول (۷) خلاصه است.

جدول ۷. وضعیت شاخص‌های فقر بر اساس بعد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹

بعد خانوار	سهم جمعیتی (درصد)	فقر سرشمار (درصد)	شکاف فقر (درصد)	توان دوم شکاف فقر (درصد)
۲-۱ نفره	۱۳/۶۳	۳۴/۴	۱۱/۱	۵/۱
۴-۳ نفره	۵۷/۱۵	۵۵/۸	۱۹/۱	۸/۸
۶-۵ نفره	۲۴/۶۶	۷۷	۳۳/۵	۱۸
بالای ۶ نفر	۴/۵۷	۹۱/۴	۵۰	۳۱/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۷)، به خوبی نشان می‌دهد که چگونه با افزایش بعد خانوار، شاخص‌های فقر به شدت رشد می‌کنند. نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که میزان شاخص‌های فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر برای خانوارهای با جمعیت بالاتر از ۶ نفر به ترتیب ۲/۷، ۴/۵ و ۶/۲ برابر همین شاخص برای خانوارهای ۲-۱ نفره است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مقاله مقایسه ویژگی‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی خانوارهای شهری کشور با هدف شناسایی بهترین مشخصه‌ها به‌منظور هدف‌گذاری یارانه‌ها در ایران بوده است. برای این منظور با به‌کارگیری داده‌های هزینه درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۹۹، شاخص‌های مختلف فقر و یک روش بهینه‌سازی عددی جدید، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها

برای هدف‌گذاری برنامه‌های فقرزدایی مورد مقایسه قرار گرفته‌اند. سؤال اساسی مطرح شده در این مقاله این بوده که در زمینه هدف‌گذاری خانوارها بر اساس شاخص‌های مختلف فقر و معیارهای مختلف عملکردی (شاخص کارایی، نرخ پوشش، خطای شمول و حذف)، بهتر است هدف‌گذاری بر اساس کدام مشخصه انجام شود؟ قطعاً در این زمینه یکی از مهم‌ترین معیارها کارایی هدف‌گذاری می‌باشد، به این معنی که هدف‌گذاری بر اساس آن مشخصه نسبت به هدف‌گذاری با اطلاعات کامل منجر به چند درصد کاهش در شاخص فقر می‌شود. ضمن توجه به شاخص کارایی، در نظر گرفتن نرخ پوشش جمعیتی نیز مهم است، زیرا بالا بودن آن سبب مقبولیت عمومی برنامه‌های هدف‌گذاری فقر و پایین بودن آن موجب صرفه‌جویی در بودجه لازم یا افزایش میزان منافع فقرا از یک بودجه مشخص می‌شود. افزون بر این، دو شاخص خطای حذف و خطای شمول وجود دارد که با افزایش نرخ پوشش جمعیتی خطای شمول افزایش و خطای حذف کاهش می‌یابد در این زمینه اولویت‌بندی بستگی به دیدگاه سیاست‌گذار دارد، که آیا حاضر است با افزایش خطای شمول میزان خطای حذف را تا حد معقولی کاهش دهد، یا برعکس برای رعایت محدودیت‌های بودجه‌ای حاضر به کاهش خطای شمول به قیمت بالا بردن خطای حذف است. از سوی دیگر در زمینه شاخص‌های مختلف فقر نیز سه شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر مطرح است، که در این زمینه توصیه محقق هدف‌گذاری بر اساس شاخص توان دوم شکاف فقر می‌باشد، زیرا در این شاخص نه تنها فاصله درآمدی افراد از خط فقر مدنظر قرار گرفته است، بلکه به افراد با شکاف فقر بزرگ‌تر وزن بیشتری داده شده می‌شود.

از نظر سیاست‌گذاری با توجه به ملاحظات فوق و بر اساس نتایج حاصل، مشخصه انتخابی برای هدف‌گذاری خانوارها، بعد خانوار است. در هدف‌گذاری بر اساس بعد خانوار، کارایی هدف‌گذاری ۷۴/۶۲ درصد هدف‌گذاری با اطلاعات کامل است. نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۳۷، میزان خطای حذف ۴/۶۰ و خطای شمول ۳۰/۳۰ می‌باشد. مهم‌تر از همه توجه به تغییرات شاخص‌های فقر بر اساس بعد جمعیتی خانوار است، نتایج نشان می‌دهد که میزان شاخص‌های فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقرا برای خانوارهای با جمعیت بالاتر از ۶ نفر به‌ترتیب ۲/۷، ۴/۵ و ۶/۲ برابر همین شاخص برای خانوارهای ۲-۱ نفره است، ولی اگر سیاست‌گذار بخواهد هدف‌گذاری را با احتیاط و اطمینان بیشتری دنبال کند، می‌تواند از ترکیبی از شاخص‌ها استفاده کند، که در این زمینه سه شاخص سطح تحصیلات سرپرست، بعد خانوار و تعداد فرزندان زیر ۷ سال در هر خانوار به‌عنوان بهترین شاخص‌های هدف‌گذاری برای مناطق شهری کشور توصیه می‌شوند.

منابع

۱. پروین، سهیلا و بانویی، علی‌اصغر (۱۳۹۶). آثار و تبعات اجرای مرحله اول قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر رفاه دهک‌های پایین درآمدی در چارچوب رویکرد تحلیل مسیرساختاری، *پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۳)، ۱۹۳-۲۲۵.

۲. پژویان، جمشید (۱۳۷۵). فقر، خط فقر و کاهش فقر. *برنامه و بودجه*، ۱(۲)، ۵-۲۳.

۳. رحیمی‌نیا، هیوا و اکبری‌مقدم، بیت‌اله (۱۳۹۵). آثار اصلاح یارانه‌ها بر نابرابری رفاهی در ایران (مدل‌سازی CGE و شاخص تغییرات معادل EV). *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۷، ۲۴۳-۲۷۲.

۴. حمزه‌ئی، مجید، عنابستانی، علی اکبر و جوان، جعفر (۱۴۰۱). تأثیراجرای هدفمندی یارانه‌ها بر فقر و ناپایداری اقتصاد خانوار روستایی در ایران: مطالعه موردی روستاهای شهرستان نیشابور، *علمی برنامه‌ریزی منطقه‌ای*، ۱۲(۱)، ۸۳-۱۰۸.

۵. خسروی‌نژاد، علی‌اکبر و خدادادکاشی، فرهاد (۱۳۹۱). شناسایی اقتصادی خانوارها براساس روش دو مرحله‌ای: کاربرد آزمون تقریب وسع. *علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، ۱۲(۴۵)، ۹۳-۱۲۶.

۶. درویشی، باقر، محمدیان، فرشته و احمدی‌خواه، مهین (۱۳۹۸). بررسی تأثیر هدفمندی یارانه‌ها بر مشاغل آزاد و مزد و حقوق‌بگیر: با تأکید بر فقر و نابرابری. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۲۳۹-۲۶۷.

۷. سهیلی، کیومرث، سحاب‌خدامرادی، مرتضی، منیری، محمدرضا و گلی، یونس (۱۳۹۶). اثر هدفمندسازی یارانه ها بر ترکیب هزینه‌ای خانوارها در ایران، *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۷(۳)، ۱۰۱-۱۲۹.

۸. شهنازی، روح‌اله، شهسوار، محمدرضا و مبشری، محمدحسین (۱۳۹۳). توزیع درآمد و رفاه خانوارها قبل و بعد از هدفمندی یارانه‌ها در استان فارس. *رفاه اجتماعی*، ۱۴(۵۴)، ۱۶۷-۱۹۹.

9. Adato, M., & Roopnaraine, T. (2004). A Social Analysis of the Red de Proteccion Social (RPS) in Nicaragua. *IFPRI Report*, International Food Policy Research Institute, Washington DC.
10. Araar, A., & Luca, T. (2019). Optimal Targeting and Poverty Reduction with fixed budget and imperfect information ,(http://www.ecineq.org).
11. Bakhshoodeh M. (2013). Proxy Means Tests for Targeting Subsidies Scheme in Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 2(2), 25-46. (https://doi.org/10.22099/ijes.2013.2718).

12. Brown, C., Ravallion, M., & Van de Walle, D. (2016). How well do Household Poverty Data Identify Africa's Nutritionally Vulnerable Women and Children, mimeo.
13. Coady, D., Grosh, M., & Hoddinott, J. (2004). Targeting of transfers in developing countries: Review of lessons and experience. The World Bank.
14. Coady, D. P., Grosh, M., & Hoddinott, J. (2002). Targeting Outcomes Redux, in World Bank Research Observer 19 (1), 61-85.
15. Darvishi, B., Mohammadian, Fereshteh, Ahmadikhah Mahin (2019). Investigation the Effects of Targeted Subsidies on Self-employed and Wage and Salary Earners: Based on poverty and inequality, Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran. 8(29), 239-267, (in persian)
16. Devereuxa, S., Masset, E., Sabates-Wheeler, R., Samson, M., Rivas, A. M., & Te Lintelo, D. (2017). The targeting effectiveness of social transfers. *Journal of Development Effectiveness*, 9(2), 162-211.
17. Elbers, C., Fujii, T., Lanjouw, P., Özler, B., & Yin, W. (2007). Poverty alleviation through geographic targeting: How much does disaggregation help? *Journal of Development Economics*, 83(1), 198–213.
18. Emami, A., Lustig, N., & Taqdiri, A. R. (2016). Fiscal policy, inequality and poverty in Iran: assessing the impact and effectiveness of taxes and transfers, commitment to equality institute (CEQ), Tulane university, CEQ Working Paper 48.
19. Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica,* 52, 761–776.
20. Glewwe, P. (1992). Targeting Assistance to the Poor: Efficient Allocation of Transfers when Household Income Is Not Observed. *Journal of Development Economics*, 38(2), 297–321.
21. Hajipour, M., & Fallsolyman, M. (2016). The Effects of Targeted Subsidies on Misery Index in Urban and Rural Settlements of Iran Regions", International Journal of Humanities and Cultural Studies. ISSN 2356-5926, 3(2), 714-725
22. Hamzehi, M., Anabestani, A.A., Javan, J. (2022). Impact of Targeted Subsidies Implementation on Poverty and Instability of Rural Household Economy in Iran (Case study: Villages of Neishabour county), Quarterly Journal of Regional Planning,12(45),83-108, (in persian)
23. Hanna, R., & Olken, B. A. (2018). Universal basic incomes versus targeted transfers: Antipoverty programs in developing countries. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), 201-26.

24. Houssou, Nazaire S.I. (2010). Operational Poverty Targeting by Proxy Means Tests. Models and Policy Simulations for Malawi. Hohenheim.
25. Kanbur, R. (1987). Budgetary Rules for Poverty Alleviation. IMF Staff Papers.
26. Khosravinejad, A.A., Khodadad Kashi, F. (2012). Households Identification by Two- Stage Identification Method (An Application of Proxy Mean Test), journal of Social Welfare Quarterly , 12(45), 103-142, (in persian)
27. Klasen, S., & Lange, S. (2015). Targeting Performance and Poverty Effects of Proxy Means-Tested Transfers: Trade-offs and Challenges. Göttingen, March.
28. Margitic, J., & Ravallion, M. (2019). Lifting the floor? Economic development, social protection and the developing World's poorest. Forthcoming in Journal of Development Economics.
29. Olken, Benjamin A. (2019). Designing Anti-Poverty Programs in Emerging Economies in the 21st Century: Lessons from Indonesia for the World, Bulletin of Indonesian Economic Studies 55, 3 (November 2019): 319-339 © 2019 ANU Indonesia Project
30. Pajooyan, J. (1996). Poverty, poverty line and poverty reduction, Journal of Planning and Budgeting, 1(2),5-23, (in persian)
31. Parvin, S., & Banouei, A. A. (2017). The Effects of the First Phase Implementation of Subsidy Targeting on the Welfare of Low Income Households Using Structural Path Analysis. Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development) QJER 2017; 17 (3),193-225 (in persian)
32. Rahiminia, H., & Akbari Moghadam, B. (2016). The impact of subsidies reform on the inequality of welfare in Iran (CGE Modelling and Equivalent Variation (EV) Index), *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(17), 243-271, (in persian)
33. Ravallion, M., & Chao, K. (1989). Targeted policies for poverty alleviation under imperfect information: Algorithms and applications. *Journal of Policy Modeling*, 11(2), 213–224.
34. Shahnazi R., Shahsavar M.R., & Mobasheri M. H. (2014). Income Distribution and Households' Welfare before and after Subsidies Targeting, *Journal of social welfare quarterly*. 14(54), 167-199. (in persian)
35. Shahnazi R., Shahsavar, M.R., & Mobasheri M. H. (2014). Income Distribution and Households' Welfare before and after Subsidies Targeting, *Journal of social welfare quarterly*. 14(54), 167-199. (in persian)

تحقیقات اقتصادی
شاپا الکترونیکی: ۲۵۸۸-۶۱۱۸
Homepage: https://jte.ut.ac.ir
انتشارات دانشگاه تهران

تحلیل مقایسه‌ای کارایی شهرداری و دولت در جمع‌آوری مالیات (مطالعه موردی مالیات بر املاک و مستغلات)

ناصر یارمحمدیان[۱] ✉، محمدرضا قاسمی[۲]، علی نصیری اقدم[۳]، هانیه غلامی قالهری[۴]

۱.گروه اقتصاد و کارآفرینی، دانشکده پژوهش‌های عالی هنر و کارآفرینی، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران، N.Yarmohammadian@aui.ac.ir

۲. گروه اقتصاد و کارآفرینی، دانشکده پژوهش‌های عالی هنر و کارآفرینی، دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران، mr-ghasemy@yahoo.co.uk

۳. گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران، alin110@atu.ac.ir

٤. گروه اقتصاد و کارآفرینی، دانشکده پژوهش‌های عالی هنر و کارآفرینی دانشگاه هنر اصفهان، اصفهان، ایران، hanieh.gholami75@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
علمی پژوهشی

تاریخ دریافت : ۱۴۰۱/۱۱/۱۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۱/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۲۲
تاریخ انتشار : ۱۴۰۲/۰۲/۳۰

کلیدواژه‌ها:
تحلیل پوششی داده‌ها،
شهرداری، کارایی،
مالیات بر املاک

طبقه‌بندی JEL :
R51 ،H21 ،H71

چکیده

این پژوهش به دنبال، مقایسه کارایی شهرداری و دولت در جمع‌آوری مالیات بر پایه املاک و مستغلات است. شاخص‌های مورد استفاده برای اندازه‌گیری کارایی، سرانه حقوق و دستمزد، هزینه جاری، به‌عنوان نهاده یا ورودی و سرانه وصولی مالیات (برای شهرداری عوارض نوسازی) به‌عنوان خروجی در نظر گرفته شده است. جامعه آماری پژوهش شامل شهرداری‌های تهران و اصفهان و سازمان امور مالیاتی ۲۹ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ می‌باشد. برای اندازه‌گیری کارایی از رویکرد تحلیل پوششی داده‌های پنجره‌ای استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در پژوهش با استفاده از نرم‌افزار EMS برآورد شده‌اند. مقایسه میانگین کارایی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۰ نشان داده است که نسبت کارایی شهرداری تهران نسبت به اداره کل مالیاتی استان تهران ۱/۲ و نسبت کارایی شهرداری اصفهان نسبت به اداره کل مالیاتی استان اصفهان ۲/۷۸ می‌باشد.

یارمحمدیان، ناصر، قاسمی، محمدرضا، نصیری اقدم، علی و غلامی قالهری، هانیه (۱۴۰۱) تحلیل مقایسه‌ای کارایی شهرداری و دولت در جمع‌آوری مالیات (مطالعه موردی مالیات بر املاک و مستغلات). *تحقیقات اقتصادی*، ۵۷(۴)، ۷۱۵-۷۳۲.

ناشر: مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

© نویسندگان.

DOI: 10.22059/jte.2023.92432

۱- مقدمه

در ادبیات نظری بخش عمومی، دولت عمومی شامل دولت مرکزی، دولت‌های میانی و حکومت‌های محلی است. مطابق با راهنمای آمارهای مالی دولت (GFS)، دولت عمومی شامل چهار بخش دولت مرکزی، دولت‌های میانی، دولت‌های محلی و صندوق‌های تأمین اجتماعی می‌باشد. در امور عمومی یک نوع تفکیک وظایف سیستماتیکی میان سطوح مختلف دولت برقرار است. این تفکیک وظیفه در نظام مالی و به‌ویژه در مالیات‌ها نیز وجود دارد. اینکه کدام یک از انواع مالیات (چه از نظر وضع، تعیین نرخ، تعیین پایه و جمع‌آوری) به عهده کدام بخش از دولت باشد، این مسأله در ادبیات علمی با عنوان مسأله تخصیص مالیات یا مسأله واگذاری مالیات[1] شناخته می‌شود؛ اما در ایران مدیریت شهری به‌عنوان یک بخش غیر دولتی فعالیت می‌کند و نظام مالی متفاوتی دارد، درحالی‌که باید نظام جامع مالیاتی دولت شامل نظام مالی شهرداری‌ها (که در ایران عوارض محور است) نیز باشد. اهمیت این مسأله در کارایی اقتصادی است. واگذاری آن بخش از مالیات که شهرداری‌ها به دلیل بسته‌های اطلاعاتی دقیق‌تر، توانایی بیشتری در جمع‌آوری و شناسایی پایه‌های آن داشته و یا به‌دلیل تشابه ترجیحات، دانش بهتری برای تعیین نرخ‌های آن دارند، می‌تواند هزینه‌های جمع‌آوری و میزان فرار مالیاتی را کاهش دهد و در نهایت کارایی را به ارمغان می‌آورد. منظور از کارایی در این پژوهش کارایی نسبی است، یعنی اینکه دولت و شهرداری با توجه به میزان هزینه‌ای که برای جمع‌آوری مالیات می‌کنند (تعداد کارمندان، میزان حقوق و دستمزد، هزینه‌ی رسانه‌ای و تبلیغات و....) چه مقدار درآمد مالیاتی شناسایی و جمع‌آوری می‌کنند. هرچند این موضوع می‌تواند در رابطه با انواع پایه‌های مالیاتی طرح شود، اما از آنجا که یکی از کاندیدهای مناسب جهت واگذاری به شهرداری‌ها مالیات بر املاک می‌باشد، در این مطالعه انواع مالیات بر پایه املاک به‌عنوان مطالعه موردی بررسی شده است. دلیل پرداختن به این موضوع این است که، یک نمونه از پایه‌های مالیاتی که واگذاری آن به شهرداری‌ها می‌تواند همراه خود صرفه‌های هزینه‌ای و درآمدی ایجاد کند، مالیات بر دارایی املاک است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که دریافت مالیات بر دارایی املاک توسط دولت مرکزی ناکارآمدی‌های زیادی به همراه دارد (نصراصفهانی، شهیدی و مومنی۱۳۹۰،۷). از سوی دیگر عمده دارایی املاک در شهرها مستقر است و اشراف اطلاعاتی شهرداری‌ها نسبت به این دارایی می‌تواند بیش از دولت باشد. این اشراف اطلاعاتی بیشتر می‌تواند ناشی از بسترهای اطلاعاتی شهرداری، بسته‌های اطلاعاتی موازی جهت راستی آزمایی و فاصله کمتر کارگزاران شهرداری با

1.Tax Assignment Problem

فعالان ساختمانی و شهروندان باشد. در ادامه مبنی نظری مربوط به واگذاری مالیات‌ها به دولت‌های محلی ارائه می‌شود. سپس پیشینه موضوع مرور و پس از ارائه روش پژوهش نتایج و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

مباحث مربوط به کارایی دولت‌های محلی در ارائه کالاهای عمومی محلی از ادبیات مربوط به شکست بازار در ارائه کالای عمومی نشأت می‌گیرد. کالای عمومی با توجه به ویژگی‌هایی که دارد نمی‌تواند توسط بخش خصوصی عرضه شود و در اصطلاح بازار در ارائه کالاهای عمومی با شکست مواجه می‌شود. این یافته برای اولین با توسط ساموئلسن[1] (۱۹۵۴ و ۱۹۵۵) به‌صورت رسمی تحلیل شده است. پس از آن آرو[2] (۱۹۵۹) نقش دولت و بخش خصوصی را از دید مفهومی مشخص و ماسگریو[3] (۱۹۵۱)، به‌صورت همزمان نقش فعالی برای دولت در زمینه اصلاح انواع شکست‌های بازار، برقراری توزیع بهتر درآمد و ایجاد ثبات اقتصادی و حفظ سطوح بالای اشتغال در عین حفظ ثبات قیمت‌ها در نظر گرفته است تصویری که این سه اقتصاددان ارائه داده‌اند، به این صورت بوده که در جایی که بازار به دلیل وجود انواع کالاهای عمومی با شکست روبرو می‌شود، بخش عمومی باید وارد شود و با تدابیر سیاستی مناسب این شکست‌ها را جبران کند. فرض ضمنی این مباحث نظری در آن زمان این بوده که دولت پاسدار منافع عمومی است و در پی بیشینه کردن رفاه اجتماعی می‌باشد. انگیزه دولت از ایفای چنین نقشی می‌تواند ناشی از خیرخواهی و یا فشار رأی‌دهندگان در یک نظام مردم سالار باشد.

در حضور سطوح مختلف دولت، دیدگاه آرو – ماسگریو– ساموئلسن، به پذیرش این فرض می‌انجامد که هر سطحی از دولت در راستای بیشینه‌سازی، تابع رفاه اجتماعی قلمرو حکمرانی خود اقدام خواهد کرد. برای مثال از یک دولت محلی انتظار می‌رود رفاه اجتماعی قلمرو خود را بیشینه سازد. چنین پیامد و ثمره‌ای از محصولات محلی که در چارچوب نیازهای محلی و شرایط ویژه ساکنان قلمرو مورد نظر تنظیم شده، در سنجش با محصول عمومی یکسان و واحدی که حکومت مرکزی برای تمامی قلمروها عرضه می‌دارد، رفاه بیشتری پدید خواهد آورد. اوتس؛ این مسئله را در کتاب خود با عنوان قضیه عدم تمرکز الگو سازی کرده است (اوتاس[4]، ۱۹۷۲)

1. Samuelsen
2. Aru
3. Musgrave
4. Oates

نظریه فدرالیسم مالی نسل اول که بر پایه کارهای ساموئلسون (۱۹۵۴ و ۱۹۵۵)، ارو، (۱۹۵۹) و ماسگریو، (۱۹۵۱) بنا نهاده شده است، نشان می‌دهد که دولت‌های محلی در سطوح مختلف، میزان کارآمدی از کالاهای عمومی را عرضه می‌دارند که منافع آن نصیب ساکنان قلمرو جغرافیایی این دولت‌ها می‌شود؛ اما از آنجا که به گفته اولسون[1] (۱۹۶۹) هم‌خوانی کامل جغرافیایی کالای عمومی با الگوی جغرافیایی از دید مصرف وجود ندارد، به سختی می‌توان سطحی از دولت را شناسایی کرد که قلمرو حکمرانی آن به‌طور کامل با منافع جغرافیایی تمام کالاهای عمومی محلی هم‌خوان باشد؛ به‌ویژه آنکه محصولات برخی از کالاهای عمومی از جمله راه‌ها و رودخانه‌ها دارای آثار گسترده‌تری در سطح جغرافیا است. با این حال و بر پایه این دیدگاه عرضه نامتمرکز این کالاها بهتر از عرضه متمرکز آن‌هاست؛ بنابراین واگذاری برخی مسئولیت‌ها در ارائه کالاهای عمومی محلی به دولت‌های محلی و شهرداری‌ها توجیه پیدا می‌کند. از سوی دیگر از آنجا که برخی از کالاهای عمومی که انتشار منافع آن محدود به سطح جغرافیایی خاصی است (به همین منظور به آن کالای عمومی محلی گفته می‌شود)، باید منابع لازم نیز برای تأمین مالی این کالاهای عمومی در نظر گرفته شود. لذا بر پایه واگذاری این مسئولیت‌ها به دولت‌های محلی، منابع مالیاتی مناسبی باید به این سطح از دولت واگذار شود. این سؤال که چه پایه‌های مالیاتی برای تأمین مالی کالاهای عمومی محلی مناسب‌تر است موضوع این مطالعه نیست، اما برای پاسخ به آن معیارهایی معرفی شده است که از آن جمله می‌توان به تحرک‌ناپذیری، کشش درآمدی پایین و توزیع متوازن جغرافیایی (یارمحمدیان، ۱۴۰۱) اشاره کرد.

هرچه یک پایه مالیاتی از تحرک پایین‌تر، کشش کمتر و توزیع متوازن‌تر برخوردار باشد، برای تأمین مالی کالا و خدمات عمومی محلی مناسب‌تر است و بنابراین نامزد مناسب‌تری برای واگذاری به دولت‌های محلی می‌باشد. برخی مطالعات نشان می‌دهند که پایه مالیاتی املاک از جمله پایه‌های مالیاتی است که از نظر معیارهای مذکور دارای امتیاز بالایی است، لذا در این مطالعه کارایی شهرداری‌های منتخب در مقایسه با دولت در جمع‌آوری مالیات‌های املاک و مستغلات ارزیابی و مقایسه می‌شود.

بررسی عوارض شهرداری‌ها نشان می‌دهد برخی از وجوهی که شهرداری با عنوان عوارض دریافت می‌کند از نوع مالیات محلی است. در بین این عوارض، عوارض نوسازی نوعی مالیات محلی بر دارایی املاک است که در ایران به‌طور سنتی دریافت می‌شود. برای مقایسه عملکرد شهرداری با دولت در امر مالیات ستانی بهترین روش، مقایسه عملکرد این دو نهاد بین عوارض نوسازی و مالیات املاک است. عوارض نوسازی و مالیات بر املاک شهرداری هر دو بر پایه

1. Olson

یکسانی بنا شده‌اند و آن ارزش منطقه‌ای ملک است که بر اساس رویه ماده ۶۴ قانون مالیات‌های مستقیم تعیین می‌شود و تفاوت این دو در نرخ‌های محاسباتی و ضریب‌هایی است که در محاسبات استفاده می‌شود. به علت متفاوت بودن نرخ‌های محاسباتی مالیات بر املاک و مستغلات و عوارض نوسازی و همگن نبودن مقدار وصولی مالیات بر املاک و مستغلات و وصولی عوارض نوسازی، در این پژوهش به یکسان‌سازی نرخ‌ها و همگن‌سازی مالیات و عوارض وصولی پرداخته می‌شود.

در این مطالعه برای ارزیابی کارایی از روش پارامتریک استفاده شده است. در روش‌های پارامتریک در هر مرحله ارزیابی، تنها بررسی یکی از ستانده‌ها فراهم می‌شود، درحالی‌که در سنجش کارایی شهرداری و دولت با چندین ستانده روبرو هستیم و ارزیابی همزمان عوامل مورد نظر است؛ بنابراین اگر یک واحد تصمیم‌گیر در یک گروه، کارا تشخیص داده شود، دلیل بر بهینه عمل کردن آن واحد نیست. با استفاده از مدل تحلیل پوششی داده‌ها یک مرز به‌عنوان مبنای مقایسه از واحدهای تصمیم‌گیر که دارای بهترین عملکرد هستند ساخته می‌شود و کارایی واحدهای مورد نظر نسبت به آن مرز سنجیده می‌شود؛ بنابراین مرز کارایی در بردارنده واحدهایی با اندازه کارایی یک می‌باشد که برخی از آن‌ها حقیقی و برخی مجازی هستند. واحد مجازی واحدی است که هر چند عینیت نیافته است، ولی با مجموعه واحدهای تجربه شده امکان تحقق یافتن چنین واحدی وجود دارد، اما فقط واحدهای حقیقی که روی مرز کارایی هستند مرجع نامیده می‌شوند.

۳- پیشینه پژوهش

ایزدخواستی (۱۳۹۸)، در پژوهشی باعنوان «تحلیل اثرات مالیات در بخش املاک و مسکن و برآورد ظرفیت بالقوه آن در ایران: با تأکید بر راهبردها و چالش‌ها» پرداخته است. در این پژوهش، ابتدا اثرات مالیات بر بازدهی و عایدی سرمایه مسکن در چارچوب الگوی تعادل عمومی بر قیمت و تلاطم‌های بازار مسکن تحلیل شده و سپس، به برآورد ظرفیت بالقوه مالیاتی در بخش املاک و مسکن پرداخته شده است. نتایج حاصل از الگوی ریاضی آن‌ها بیانگر آن است که افزایش نرخ مالیات بر بازدهی سرمایه مسکن منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود؛ اما وضع مالیات بر عایدی سرمایه، قیمت مسکن و تلاطم‌های ناشی از آن را کاهش می‌دهد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که عملکرد مالیات در بخش املاک و مسکن منطبق با ظرفیت بالقوه آن نبوده‌است.

سبحانیان و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی با عنوان «مالیات بر عایدی سرمایه املاک و مسکن؛ منبع در آمد پایدار برای شهرداری‌ها و ابزاری مناسب به‌منظور کنترل سوداگری در بازار مسکن در ایران» به رفتارهای سوداگرانه در بازار مسکن و ایجاد نوسانات و ناپایداری‌ها در درآمد

شهرداری‌ها تمرکز کرده و پایه عائدی سرمایه را پایه مناسبی برای درآمدزایی شهرداری‌ها معرفی کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از روش توصیفی- تحلیلی، پایه مالیاتی با عنوان «مالیات بر عایدی سرمایه املاک و مسکن را معرفی کرده‌اند. از نظر آنها این پایه مالیاتی می‌تواند دو هدف را به‌طور هم زمان در نظام مدیریت و برنامه‌ریزی شهری دنبال کند: هدف اول، ایجاد درآمدهای پایدار برای شهرداری‌ها با استفاده از ظرفیت معاملات و مبادلات انجام گرفته در بازار املاک و مسکن و هدف دوم، به وجود آمدن ابزاری کارآمد و مؤثر در مدیریت و سیاست گذاری بازار املاک و مسکن، با هدف جلوگیری از معاملات سوداگرانه در این بازار می‌باشد. همچنین این سیاست، منطبق بر بند ۱۷ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی است که به افزایش سهم درآمدهای مالیاتی اشاره دارد.

یارمحمدیان و آقاجانی (۱۳۹۰)، پژوهشی با عنوان «بررسی انواع کمک‌های بودجه‌ای دولت به شهرداری‌ها» انجام داده‌اند. آن‌ها در این پژوهش شیوه‌های گوناگونی تأمین مالی دولت‌های محلی توسط دولت مرکزی را بررسی کرده روش تأمین مالی همراه با مالیات را به‌عنوان یکی از روش‌های تأمین مالی نشان داده‌اند. هر شیوه کمک متناسب با اهدافی است که سیاست‌گذار به‌دنبال آن می‌باشد. در برخی از قوانین کمک به شهرداری‌ها، نوع کمک، با هدف تناسب نداشته و هم‌چنین ساختار تخصیص اعتبارات بودجه دولت به شهرداری‌ها، تناسب دیگر قوانین با اهداف خود را نیز دچار عدم تعادل کرده است و هدف قانون گذار را برآورده نمی‌کند.

خالقی و نوریان (۱۳۸۸)، پژوهشی با عنوان «سیستم مالیات ستانی جامع درآمد اجاره املاک» انجام داده‌اند. آن‌ها با بررسی و مطالعه وضعیت موجود مکانیزاسیون نظام مالیاتی و فرآیند مالیات بر درآمد املاک، چالش‌ها و مشکلات عمده این بخش را شناسایی و با ترسیم وضعیت مطلوب حاصل از پیاده‌سازی فن‌آوری‌های اطلاعاتی در راستای مالیات الکترونیکی و ارایه و معرفی سیستم جامع درآمد املاک و بانک اطلاعاتی آن، پیش نیازهای ضروری جهت اجرای آن را ارایه کرده اند. پیش نیازهای معرفی شده با نظرسنجی از نخبگان در زمینه املاک مورد بررسی قرار گرفته و پاسخ‌های به دست آمده با آزمون دوجمله‌ای تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی پیش نیازها از جمله برقراری ارتباط مناسب، پیش بینی تغییرات درآینده، کنترل خطا، بازخورد به کاربران، قابلیت اعتماد، پذیرش و نگهداری اظهارنامه‌های مودیان، ارائه کد شناسایی، تفکیک اطلاعات، سیستم خدمات اطلاعاتی مودیان و ابلاغ انواع برگه‌های قانونی به مؤدی مورد تایید نخبگان قرار گرفته است.

جینگ کائو[1] و همکاران (۲۰۱۶)، پژوهشی با عنوان «تعدیل سیاست مالیات بر دارایی در چین» انجام داده‌اند. در این مقاله آن‌ها یک مدل نظری از اصلاح مالیات بر دارایی را برای

1. Jing Cao

تجزیه اثرات احتمالی اصلاح مالیات بر دارایی در چین تهیه کرده‌اند. سپس از داده‌های حاصل از مطالعه پیمایش پنل خانوارهای چینی (CFPS) استفاده کرده‌اند تا یک مدل شبیه سازی خرد[۱] را برای بررسی تأثیرات و بروز احتمالات طرح‌های جایگزین مالیات بر دارایی در چین انجام دهند. نتایج نشان می‌دهد که مالیات بر دارایی املاک، به‌عنوان یک مالیات محلی، در صورتی عملکرد بهتری به دست می‌آورد که طراحی آن مطابق با توزیع منحصربه‌فرد مالکیت مسکن، گروه درآمد و توزیع مصرف در هر منطقه باشد. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند اگر طراحی این برنامه مالیاتی متناسب با توزیع مالکیت مسکن، گروه‌های درآمدی و مصرفی در هر منطقه باشد، مالیات بر دارایی املاک، به‌عنوان یک مالیات محلی، عملکرد بهتری خواهد داشت. باز توزیع درآمد حاصل از مالیات بر دارایی تا حدودی سبب کاهش رکود اقتصادی می‌شود، اما پرداخت یارانه در برنامه‌های مسکن عمومی به افراد فقیر معمولاً عملکرد بهتری از نظر رفاه اجتماعی خواهد داشت. مطالعه آن‌ها برخی تخمین‌های ناخالص در مورد تأثیرات احتمالی اصلاح مالیات بر دارایی در چین برای کوتاه‌مدت و میان مدت ارائه داده‌است. به نظر می‌رسد مالیات املاک در پرونده اصلاح مالیات شانگ‌های عملکرد بهتری نسبت به پرونده اصلاح مالیات ایالات متحده دارد. افزون بر این، از درآمدهای مالیات بر دارایی باید برای کمک به مسکن فقیر استفاده شود. به همین ترتیب، به نظر می‌رسد نرخ بهینه مالیات نیز در مناطق مختلف متفاوت بوده و کمتر از ۱ درصد قابل قبول‌تر باشد. بسیاری از اثرات احتمالی مالیات بر دارایی ناشناخته مانده است، با این وجود اجرای سیاست در عمل حتی سخت‌تر است. برای آسان‌تر شدن پذیرش، در ابتدا می‌توان مالیات بر دارایی را به مالکان دارایی که بیش از دو یا سه خانه یا آپارتمان دارند با نرخ پایین، تحمیل کرد، سپس به تدریج پوشش را گسترش داده و نرخ مالیات را افزایش داد، همراه با ارائه خدمات بهتر محلی. تجربه‌هایی از جهان توسعه یافته، مانند ایالات متحده و OECD، شواهد تجربی ارائه داده است که نشان می‌دهد مالیات بر دارایی می‌تواند در کنترل قیمت مسکن و محدود کردن برخی رفتارهای سوداگرانه، نقش مهمی داشته باشد.

لی هان[۲] و همکارانش (۲۰۱۵)، پژوهشی با عنوان «مشوق‌های مالی و انتخاب سیاست‌های دولت‌های محلی: شواهدی از چین» انجام داده‌اند. این مقاله به دنبال بررسی تأثیر تمرکز زدایی مالی از طریق واگذاری مالیات به دولت‌های محلی بر توسعه اقتصادی چین بوده است.

---

۱. منظور از شبیه‌سازی خرد یا Microsimulation دسته‌ای از ابزارهای تحلیلی کامپیوتری است که تجزیه و تحلیل کاملی از فعالیت‌هایی مانند ترافیک بزرگراه‌ها را که از طریق تقاطع، جریان دارد، انجام می‌دهد. بیشتر برای ارزیابی اثرات مداخلات پیشنهادی قبل از اجرای آنها در دنیای واقعی استفاده می شود.

2. Lee Han

تمرکززدایی مالی بیشتر به‌عنوان نیروی محرکه اصلی معجزه اقتصادی چین در دوران پس از مائو در نظر گرفته می‌شود. در این مقاله که به دنبال توضیح این پیوند علت و معلولی بود این توضیح را ارائه داد که تمرکززدایی به دولت‌های محلی اجازه دریافت بخش بزرگ‌تری از درآمد جدید ایجاد شده ناشی از رشد اقتصادی را می‌دهد و از این رو انگیزه‌های مستقیمی برای آن‌ها ایجاد می‌کند تا رونق اقتصادی محلی را تقویت کنند. در چین زمانی که دولت مرکزی سهم نگهداری درآمدهای مالیاتی بنگاه‌ها را به نصف کاهش داد و دولت‌های محلی را بیشتر متکی به مالیات کسب‌وکار و ساخت و ساز کرد، دولت‌های محلی تلاش خود را از رشد صنعتی به سمت «شهرسازی»، سوق و درآمد خود را از محل توسعه املاک و مستغلات و مهم‌تر از آن، درآمدهای غیربودجه‌ای ناشی از فروش حق انتفاع زمین افزایش داده‌اند.

داولیس[1] (۲۰۰۹)، پژوهشی با عنوان «تجزیه و تحلیل وضعیت مالیات محلی در لیتوانی» انجام داده‌اند. این مقاله به امکان توسعه تمرکززدایی مالی و بخش اصلی آن – مؤسسه مالیات‌های محلی به‌عنوان مثال لیتوانی پرداخته و اصول کلی توزیع مالیات در سطح ایالتی و دولت محلی را مورد بحث قرار داده است. دراین پژوهش هم‌چنین تجربه کشورهای دموکراتیک معاصر در نظر گرفته شده و وضعیت فعلی در حوزه مالیات‌های محلی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که مؤسسه مالیات‌های محلی در لیتوانی به‌طور کافی توسعه نیافته است و مشکلات موضعی که برای تحقق مفهوم مالیات‌های محلی باید حل شوند عبارتند از: قانونی شدن مالیات‌های محلی توسط یک قانون مربوطه. قانونی کردن مالیات بر املاک و مستغلات به‌عنوان اصلی ترین مالیات محلی با گسترش پایه و حقوق دولت محلی برای تعیین تعرفه‌های خود در محدوده بیشتر. قانونی کردن بخشی از مالیات بر درآمد ساکنان، که به بودجه دولت محلی اختصاص داده می‌شود؛ که به‌عنوان یک مالیات محلی، به دولت‌های محلی اجازه می‌دهد تا تعرفه‌های خود را در محدوده قانونی تعیین کنند. به‌عنوان مثال، مالیات‌های جدید محلی، مالیات بر دارایی اشخاص حقوقی و تجملات اشخاص حقیقی و هم‌چنین مالیات وسایل حمل و نقل و پارکینگ جدا از اثر مالی آن‌ها، می‌تواند اثر جانبی مفید نیز بگذارد.

در برخی از مطالعات بالا این پیش فرض وجود دارد که دولت‌های محلی نسبت به دولت مرکزی در برخی مالیات‌ها از کارایی بیشتری برخوردار هستند یا تغییر سازماندهی مالیات ستانی بین دولت مرکزی و دولت‌های محلی می‌تواند منجر به رشد اقتصادی سریع‌تر شود، این در حالی

1. Daulis

است که در این مطالعه تلاش شده است این فرضیه که دولت‌های محلی در مالیات ستانی دارای کارایی بیشتری هستند مورد آزمون قرار گیرد.

۴- روش تحقیق پژوهش

برای ارزیابی کارایی شهرداری‌های منتخب و دولت در جمع‌آوری مالیات از روش تحلیل پوششی داده‌ها استفاده شده است. قبل از ارائه توضیحات درباره روش تحلیل پوششی داده‌ها لازم است چند نکته در رابطه با مقایسه شهرداری و دولت (سازمان امور مالیاتی) در جمع‌آوری مالیات بر املاک ارائه شود. اولا مالیات بر املاکی که در این مطالعه مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند عبارتند از مالیات بر نقل و انتقالات قطعی املاک و حق واگذاری (موضوع ماده (۵۹) قانون مالیات‌های مستقیم)، مالیات بر ساخت و فروش (موضوع ماده (۷۷) قانون مالیات‌های مستقیم) و مالیات بر درآمد اجاره (موضوع ماده (۵۳) قانون مالیات‌های مستقیم). این مالیات‌ها با عوارض نوسازی شهرداری مقایسه شده‌اند. علت مقایسه مالیات بر املاک با عوارض نوسازی این است که نزدیک‌ترین و شبیه‌ترین عوارض به مالیات بر املاک و مستغلات است که شهرداری‌ها بر پایه املاک وضع می‌کنند. ماخذ محاسبه این عوارض دقیقاً مأخذ محاسبه مالیات نقل و انتقالات می‌باشد و برای درآمد اجاره نیز از همان مبنا استفاده می‌شود، یعنی قیمت‌های منطقه‌ای موضوع ماده ۶۴ قانون مالیات‌های مستقیم؛ بنابراین ماخذ محاسبه عوارض نوسازی با مالیات‌های املاک مورد بررسی یکسان است. نرخ عوارض نوسازی بر مبنای قانون بودجه برای سال مربوطه ۱/۵ درصد است که با مالیات بر املاک متفاوت می‌باشد. به همین دلیل محاسباتی برای همگن سازی نرخ‌ها صورت گرفته است، به‌طوری‌که میزان درآمد محاسبه شده با نرخ یکسان و پایه یکسانی باشند. از جمله تعدیل دیگری که برای عوارض نوسازی برای همگن‌سازی انجام گرفته حذف تعدیل تبصره (۳) ماده (۶۴) قانون مالیات‌های مستقیم است. شایان ذکر است عوارض نوسازی نوعی عوارض ملی است که به موجب ماده ۴ قانون نوسازی وضع می‌شود. هرچند نام این وجوه عوارض گذاشته شده، اما ماهیت آن چیزی جز مالیات بر دارایی املاک نیست، چرا که برحسب نرخ مشخصی از ارزش ملک به‌صورت سالانه وضع می‌شود.

قلمرو مکانی پژوهش شامل، ادارات امور مالیاتی ۲۹ استان کشور و شهرداری‌های تهران و اصفهان می‌باشد (استان‌های هرمزگان و بوشهر به دلیل ناهمگن بودن اطلاعات از بین واحدهای تصمیم‌گیرنده حذف شده‌اند). هم‌چنین به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات سایر شهرداری‌ها و عدم همکاری آن‌ها در ارائه اطلاعات فقط شهرداری‌های شهرهای اصفهان و تهران با ادارات امور مالیاتی این استان‌ها مورد مقایسه قرار گرفته است. داده‌های این پژوهش از سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ جمع‌آوری شده است.

در این مطالعه برای بررسی کارایی شهرداری و دولت در جمع‌آوری مالیات، به دلیل اینکه داده‌ها به‌صورت سری زمانی می‌باشد از روش تحلیل پوششی داده‌ها با رویکرد پنجره‌ای با فرض بازدهی غیر کاهنده نسبت به مقیاس استفاده شده است. علت استفاده از رویکرد بازدهی غیرکاهنده این بوده که مطابق با داده‌های پژوهش طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، هزینه‌های جمع‌آوری مالیات و درآمدهای مالیاتی متناسب با هم رشد کرده است.

فارل (۱۹۷۵)، در مقاله‌ای روش اندازه‌گیری کارایی را بر اساس تئوری‌های اقتصادی معرفی و کارایی بخش کشاورزی آمریکا را به‌صورت عملی اندازه‌گیری کرده است، اما به دلیل وجود محدودیت‌ها و مشکلات عملی که در محاسبه کارایی وجود داشته، این روش کاربرد چندانی نداشت و تا سال‌ها مورد استفاده قرار نگرفته است. تا اینکه کارایی بر اساس تعریف فارل توسط روش اقتصادسنجی SFA در سال ۱۹۷۷ محاسبه شده است. هم‌چنین اندازه‌گیری کارایی در سال ۱۹۷۸، به‌وسیله روش تحلیل پوششی داده‌ها و با کمک گرفتن از برنامه‌ریزی خطی ممکن شده است (سوری و همکاران، ۱۳۸۶، ص ۳۲ –۶۰).

در روش تحلیل پوششی داده‌ها که یکی از روش‌های ناپارامتری به‌شمار می‌رود، با به‌کارگیری روش برنامه‌ریزی خطی و با در نظر گرفتن فرض نزدیک به صفر بودن خطاهای اندازه‌گیری درباره تمامی متغیرها و بدون تحمیل کردن فرم تبعی خاص بر ساختار تولید و هزینه، عملکرد بنگاه‌ها با سایر بنگاه‌های آن صنعت مقایسه می‌شود. برای این کار تابع حدی، تخمین زده شده و در نهایت کارایی اندازه‌گیری می‌شود (رنجبر و صالحی، ۱۳۹۴، ص۲۷).

روش تحلیل پوششی داده‌ها با دو روش نهاده‌گرا و ستاده‌گرا انجام می‌شود که در هر دو روش جواب‌ها یکسان است و فقط زاویه نگاه به مدل متفاوت است. در پژوهش حاضر با استفاده از مدل نهاده‌گرا، به اندازگیری کارایی پرداخته شده است. ورودی‌های مدل (نهاده‌ها) که هزینه جمع‌آوری مالیات هستند عبارتند از: تعداد کارمندان، هزینه‌های حقوق و دستمزد و هزینه‌های جاری و خروجی یا ستاده میزان مالیات وصولی است. برای حل مدل تحلیل پوششی داده‌ها به روش پنجره‌ای از نرم‌افزار EMS استفاده می‌شود.

برای کاهش تعداد متغیرها، هزینه حقوق و دستمزد و درآمد وصولی برحسب تعداد کارمندان سرانه شده است و بنابراین مدل دارای دو ورودی هزینه سرانه حقوق و دستمزد و هزینه‌های جاری و یک خروجی درآمد سرانه وصولی مالیات می‌باشد.

داده‌های ورودی و خروجی شهرداری‌های اصفهان و تهران از کارشناسان مربوطه دریافت و برای هزینه حقوق و دستمزد ادارات مالیاتی استان‌ها ابتدا هزینه کل اداره امور مالیاتی هر استان که برای سال‌های ۱۴۰۰–۱۳۹۹ در لایحه بودجه استانی آمده، استخراج شده است. برای برخی سال‌ها که این اطلاعات موجود نبوده است، مقادیر مربوط با توجه به نسبت رشد بودجه سنواتی

برآورد شده است. از آنجا که هزینه‌های مالیات ستانی به دو دسته هزینه ثابت و متغیر طبقه‌بندی می‌شوند و هزینه‌های ثابت برای همه انواع مالیات‌ها صرف نظر از مقدار درآمد مالیاتی باید در نظر گرفته شود، بنابراین ۲۰ درصد هزینه کل به‌عنوان هزینه ثابت در نظر گرفته شده و ۸۰ درصد به‌عنوان مبنا مورد استفاده قرار گرفته است. علت انتخاب این نسبت‌ها استفاده از قاعده ۲۰-۸۰ در ساختار هزینه‌های ثابت و متغیر می‌باشد. بر اساس مصاحبه‌های انجام گرفته با کارشناسان مربوطه، ۹۵ درصد هزینه کل هر سازمان را هزینه حقوق و دستمزد تشکیل می‌دهد این نسبت با راستی آزمایی ارقام کلان بودجه نیز مورد بررسی قرار گرفته به‌طوری‌که در ردیف‌های بودجه از مجموع اعتبارات هزینه‌ای مربوط به سازمان امور مالیاتی حدود ۹۵ درصد، به‌عنوان حقوق و مزایای مستمر شناسایی شده است. لذا در این پژوهش نیز ۹۵ درصد هزینه‌های متغیر به‌عنوان هزینه حقوق و دستمزد معرفی شده است. از سوی دیگر به‌دلیل اینکه پژوهش حاضر مالیات بر املاک و مستغلات را مورد مطالعه قرار داده است و بر اساس مصاحبه‌های صورت گرفته با کارشناسان مربوطه، ۱۵درصد کارمندان امور مالیاتی به حیطه مالیات املاک و مستغلات اختصاص یافته‌اند، بنابراین برای تعیین هزینه‌های حقوق و دستمزد مربوط به جمع‌آوری مالیات بر املاک و مستغلات ۱۵ درصد هزینه حقوق و دستمزد در نظرگرفته شده است. داده‌های تعداد کارمندان نیز از سالنامه آماری به‌دست آمده است.

سایر هزینه‌ها غیر از حقوق و دستمزد تا سقف هزینه‌های متغیر به‌عنوان هزینه جاری در نظر گرفته شده است. منظور از هزینه‌های جاری، سایر هزینه‌های لازم برای جمع‌آوری مالیات غیر از حقوق و دستمزد است و می‌تواند شامل هزینه‌های دفتری، هزینه آموزش، اطلاع رسانی و... شود.

مقدار وصولی مالیات بر املاک و مستغلات متشکل از مقدار وصولی مالیات بر درآمد اجاره، مالیات بر نقل و انتقال املاک، مالیات بر نقل و انتقال سر قفلی و مالیات بر ساخت و ساز و فروش می‌باشد. هم‌چنین لازم به ذکر است که مالیات بر ساخت و ساز و فروش در لایحه بودجه ردیف جداگانه نداشته و رقم وصولی این مالیات همراه با مالیات بر نقل و انتقال ملک با عنوان مالیات بر مستغلات ذکر شده است. مقدار وصولی مالیات‌های ذکر شده در لایحه بودجه در قسمت جداول کلان بودجه برای کل کشور آمده است. هم‌چنین در لایحه بودجه استانی مقدار وصولی این نوع مالیات‌ها برای استان‌های کشور ذکر شده‌است. برای محاسبه وصولی‌های هر استان ابتدا نرخ رشد مالیات بر املاک و مستغلات (به تفکیک نوع مالیات) اندازه‌گیری شده است و با توجه به نرخ رشد این نوع مالیات برای کل کشور، وصولی مالیات بر املاک و مستغلات برای سال‌هایی که این داده‌ها در دسترس نبوده برآورد انجام گرفته است. همچنین با توجه به اینکه داده‌های وارد شده در روش تحلیل پوششی داده‌های پنجره‌ای باید همگن باشد داده‌های

مالیات بر املاک ادارات مالیاتی استان با عوارض نوسازی شهرداری‌ها همگن شده است. برای همگن سازی از طریق یکسان سازی نرخ مالیات بر املاک و مستغلات، با توجه به نرخ عوارض نوسازی عمل شده است، به این معنی که نرخ مالیات بر پایه‌های مختلف مالیاتی که در پایه‌های مختلف متفاوت است، برابر تبدیل به نرخ عوارض که منحصر به فرد می‌باشد، شده است. از نظر مأخذ محاسبه، با توجه به اینکه ماخذ محاسبه مالیات برای هر دو دسته مالیات و عوارض یکسان است، نیازی به همگن سازی وجود ندارد. با توجه به اینکه نرخ مالیات بر نقل و انتقالات به‌ترتیب ۵ درصد و ۲ درصد برای انتقال قطعی و حق واگذاری است و نرخ مالیات بر درآمد اجاره و ساخت و ساز و فروش حداقل ۱۵درصد می‌باشد، همگن‌سازی بدین صورت انجام شده‌است که نرخ عوارض نوسازی به‌صورت مجزا بر نرخ مالیات‌های وصولی پایه املاک و مستغلات تقسیم شده و سپس در درآمد مالیاتی ضرب شده است. لازم به ذکر است پایه تعریف شده در مالیات بر نقل و انتقالات با عوارض نوسازی یکسان است و هر دو از قیمت منطقه‌ای به‌عنوان مأخذ محاسبه مالیات استفاده می‌کنند.

$$\text{همگن سازی} = \frac{\text{نرخ عوارض نوسازی}}{\text{نرخ مالیاتهای وصولی پایه املاک و مستغلات}} * \text{درآمد مالیاتی پایه مربوطه}$$

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

نتایج کارایی واحدهای تصمیم‌گیر (منظور از واحدهای تصمیم‌گیرنده استان‌ها و شهرداری‌های مورد بررسی است) برای ۲۹ استان کشور و شهرداری‌های تهران و اصفهان در جدول زیر ارائه شده است. نتایج بر اساس کاراترین واحدهای تصمیم گیرنده مرتب شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌شود استان‌های کهکیلویه و بویر احمد، البرز، قم، خراسان شمالی و قزوین، بالاترین کارایی را در بین واحدهای تصمیم گیر دارند بعد از آن شهرداری تهران و شهرداری اصفهان به‌ترتیب در رتبه ۶ و ۷ کارایی قرارگرفته‌اند و استان‌های کرمانشاه، کرمان، خوزستان و اصفهان به‌ترتیب کمترین کارایی را در بین واحدهای تصمیم‌گیر داشته‌اند. واحدهای تصمیم گیر در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۶ بیشترین کارایی را داشته اند. هم‌چنین در مجموع روند کارایی برای سال‌های ۱۳۹۰تا ۱۳۹۳، نزولی و برای سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۷ صعودی بوده و سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰ روند نزولی داشته است. هم‌چنین استان‌های کهکیلویه و بویراحمد، البرز، قم، فارس، خراسان شمالی، شهرداری تهران و شهرداری اصفهان، بیشترین مقدار کارایی را در طی زمان داشته‌اند، به بیان دیگر این واحدهای تصمیم گیر در طول زمان بهتر عمل کرده‌اند و به عبارتی علاوه بر کارایی بالاتر، دارای بهره‌وری بیشتری بوده‌اند. علت بهره وری بالای این استان‌ها افزایش مداوم درآمدهای مالیاتی است، که نشان‌دهنده عملکرد بهتر آن‌ها در طول زمان می‌باشد.

در جدول زیر نسبت کارایی شهرداری تهران و اصفهان به کارایی ادارات امور مالیاتی استان‌ها در دو ستون اخر نشان داده شده است. درصورتی‌که عدد مربوطه بیش از واحد باشد نشان‌دهنده این است که کارایی شهرداری نسبت اداره امور مالیاتی استان مربوطه بیشتر است و اگر این نسبت کمتر از واحد باشد نشان می‌دهد که اداره امور مالیاتی استان مربوطه کارایی بیشتری نسبت به شهرداری مربوطه دارد. هرچند باید در نظر گرفت که مقایسه کارایی شهرداری با ادارات امور مالیاتی استان‌ها متضمن محدودیت‌ها و ملاحظات مختلفی می‌باشد، زیرا بین استان‌ها به لحاظ فرهنگی، زیربنایی و ...، تفاوت اساسی وجود دارد. با این حال طبق نتایج به‌دست آمده، کارایی شهرداری تهران از کارایی ادارات امور مالیاتی استان‌های کهکیلویه و بویراحمد، البرز، قم، خراسان شمالی و قزوین به میزان ۰/۰۲، ۰/۰۳، ۰/۰۴ و برای دو استان دیگر به میزان ۰/۰۱ درصد کمتر است؛ اما شهرداری تهران در مقایسه با سایر استان‌ها از کارایی بیشتری برخوردار است. شهرداری تهران نسبت به استان‌های خراسان جنوبی، کردستان، ایلام، چهارمحال و بختیاری، تهران و زنجان به میزان ۰/۰۴، ۰/۰۷، ۰/۰۸، ۰/۱۳و ۰/۲۰ درصد کارایی بیشتری دارد. هم‌چنین استان‌های همدان، اردبیل، سمنان، مرکزی، یزد و گلستان به میزان ۰/۳۲، ۰/۴۰، ۰/۳۶، ۰/۵۱و ۰/۵۳ کارایی کمتری نسبت به شهرداری تهران دارند. کارایی شهرداری تهران ۰/۵۶ درصد بیشتر از استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، خراسان رضوی و مازندران می‌باشد. استان‌های لرستان، سیستان و بلوچستان، گیلان، فارس، کرمانشاه، کرمان، خوزستان و اصفهان به تربیت به میزان ۰/۵۸، ۰/۶۴، ۰/۷۳، ۰/۹۴، ۱/۲۰ و ۱/۲۶ درصد کارایی کمتری نسبت به شهرداری تهران دارند.

در ستون آخر جدول زیر کارایی شهرداری اصفهان با کارایی ادارات امور مالیاتی ۲۹ استان کشور مقایسه شده است. طبق نتایج زیر کارایی شهرداری اصفهان از استان‌های کهکیلویه و بویراحمد، البرز، قم، خراسان شمالی و قزوین به میزان ۰/۰۷، ۰/۰۶، ۰/۰۵ و برای دو استان دیگر به میزان ۰/۰۴ درصد کمتر است؛ اما شهرداری اصفهان در مقایسه با سایر استان‌ها از کارایی بیشتری برخوردار است. شهرداری اصفهان نسبت به استان‌های خراسان جنوبی، کردستان، ایلام، چهارمحال و بختیاری، تهران و زنجان به میزان ۰/۰۱، ۰/۰۳، ۰/۰۵، ۰/۱۰ و ۰/۱۶ درصد کارایی بیشتری دارد. هم‌چنین استان‌های همدان، اردبیل، سمنان، مرکزی، یزد و گلستان به میزان ۰/۲۸، ۰/۳۱، ۰/۳۱، ۰/۳۵، ۰/۴۶ و ۰/۴۸کارایی کمتری نسبت به شهرداری اصفهان دارند. کارایی شهرداری اصفهان ۰/۵۱ درصد بیشتر از استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، خراسان رضوی و مازندران است. استان‌های لرستان، سیستان و بلوچستان، گیلان، فارس، کرمانشاه، کرمان، خوزستان و اصفهان به تربیت به میزان ۰/۵۳، ۰/۵۹، ۰/۶۷، ۰/۸۸، ۰/۰۴، ۱/۱۹، ۱/۴۲، ۱/۷۹ کارایی کمتری نسبت به شهرداری اصفهان دارند.

جدول ۱. نسبت کارایی شهرداری‌های تهران و اصفهان به کارایی استان‌ها

استان	کارایی ادارات امور مالیاتی استان‌ها	نسبت کارایی شهرداری تهران به کارایی ادارت امورمالیاتی استان‌ها	نسبت کارایی شهرداری اصفهان به کارایی ادارت امورمالیاتی استان‌ها
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۳
البرز	۰/۹۸	/۹۷.	۰/۹۴
قم	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۵
خراسان شمالی	۰/۹۶	۰/۹۹	۰/۹۶
قزوین	۰/۹۶	۰/۹۹	۰/۹۶
شهرداری تهران	۰/۹۵	۱	–
شهرداری اصفهان	۰/۹۲	–	۱
خراسان جنوبی	۰/۹۱	۱/۰۴	۱/۱۰
کردستان	۰/۸۹	۱/۰۷	۱/۰۳
ایلام	/۸۸	۱/۰۸	۱/۰۵
چهارمحال و بختیاری	۰/۸۴	۱/۱۳	۱/۱۰
تهران	۰/۷۹	۱/۲۰	۱/۱۶
زنجان	۰/۷۹	۱/۲۰	۱/۱۶
همدان	۰/۷۲	۱/۳۲	۱/۲۸
سمنان	۰/۷۰	۱/۳۶	۱/۳۱
مرکزی	۰/۷۰	۱/۳۶	۱/۳۱
اردبیل	۰/۶۸	۱/۴۰	۱/۳۵
یزد	۰/۶۳	۱/۵۱	۱/۴۶
گلستان	۰/۶۲	۱/۵۳	۱/۴۸
آذربایجان شرقی	۰/۶۱	۱/۵۶	۱/۵۱
آذربایجان غربی	۰/۶۱	۱/۵۶	۱/۵۱
خراسان رضوی	۰/۶۱	۱/۵۶	۱/۵۱
مازندران	۰/۶۱	۱/۵۶	۱/۵۱
لرستان	۰/۶۰	۱/۵۸	۱/۵۳
سیستان و بلوچستان	۰/۵۸	۱/۶۴	۱/۵۹
گیلان	۰/۵۵	۱/۷۳	۱/۶۷
فارس	۰/۴۹	۱/۹۴	۱/۱۸
کرمانشاه	۰/۴۵	۲/۱۱	۲/۰۴
کرمان	۰/۴۲	۲/۲۶	۲/۱۹
خوزستان	۰/۳۸	۲/۵۰	۲/۴۲
اصفهان	۰/۳۳	۲/۸۸	۲/۷۹

در جدول ۲ مقایسه منطقه‌ای ادارات امور مالیاتی و شهرداری‌های همان منطقه ارائه شده است. با توجه به اینکه ممکن است برخی عوامل دخیل و مداخله گرهای منطقه‌ای از جمله

تفاوت‌های فرهنگی، اجتماعی، جغرافیایی و حتی سیاسی در کارایی ادارات امور مالیاتی اثر بخش باشند، لذا مقایسه ادارات امور مالیاتی استان تهران با شهرداری تهران و استان اصفهان با شهرداری اصفهان قابل اتکاتر است. با توجه به نتایج فوق، کارایی شهرداری تهران در مقایسه با اداره امور مالیاتی استان تهران ۲۰ درصد بیشتر است. هم‌چنین کارایی شهرداری اصفهان در مقایسه با اداره امور مالیاتی استان اصفهان ۱/۷۸ درصد بیشتر می‌باشد.

جدول ۲. مقایسه کارایی شهرداری‌های تهران و اصفهان با ادارات امور مالیاتی تهران و اصفهان (درصد)

واحدهای تصمیم گیرنده مورد مقایسه	کارایی شهرداری‌ها	کارایی ادارات امور مالیاتی	نسبت کارایی شهرداری به اداره امور مالیاتی
شهرداری تهران با اداره امور مالیاتی استان تهران	۹۵	۷۹	۱/۲۰
شهرداری اصفهان با اداره امور مالیاتی استان اصفهان	۹۲	۳۳	۲/۷۸

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج تحقیق می‌توان گفت شهرداری‌های مورد مطالعه نسبت به اداره مالیاتی استان‌های مربوطه در جمع‌آوری مالیات بر املاک از کارایی بالاتری برخوردار هستند. مالیات‌هایی که بر پایه املاک معرفی می‌شود از آنجایی که یک پایه غیرقابل تحرک است، جزء پایه‌های مالیاتی مناسب برای دولت‌های محلی و شهرداری‌ها شناخته می‌شود. در بسیاری از کشورها این پایه مالیاتی در اختیار شهرداری‌ها است، لذا با توجه به اینکه کارایی شهرداری‌های منتخب در مقابل سازمان امور مالیاتی بالاتر می‌باشد، پیشنهاد می‌شود این مالیات با سایر مالیات‌هایی که دولت منافع آن را با شهرداری‌ها تسهیم کرده (مانند عوارض مالیات بر ارزش افزوده) جایگزین شود. واگذاری این مالیات‌ها اولاً به این دلیل است که شهرداری کارایی بیشتری در جمع‌آوری این مالیات‌ها دارد و جایگزینی این مالیات‌ها با عوارض ارزش افزوده مانع از کاهش درآمد دولت می‌شود، زیرا به همان اندازه‌ای که دولت با کاهش درآمد ناشی از واگذاری مالیات املاک مواجه می‌شود می‌تواند سهم شهرداری از عوارض مالیات بر ارزش افزوده را کاهش دهد. همچنین با توجه به کارایی بالاتر شهرداری‌ها انتظار آن است که هم درآمدهای مالیاتی از محل واگذاری مالیات بر املاک به شهرداری‌ها افزایش یابد و هزینه جمع‌آوری این مالیات‌ها کمتر شود، لذا صرفه‌های ناشی از واگذاری، منافعی را برای شهرداری‌ها به همراه دارد که می‌تواند در بلند مدت موجب افزایش درآمد شهرداری‌ها بدون کاهش درآمدهای دولت شود.

۶- پیشنهادها

با توجه به اینکه در این مطالعه دو کلان شهر تهران و اصفهان مورد مقایسه قرار گرفته‌اند و درمورد کارایی شهرداری‌های شهرهای متوسط و کوچک نمی‌توان با قطعیت اظهار نظر کرد، اجرای چنین برنامه‌ای برای شهرداری‌های کلان شهرها پیشنهاد می‌شود. برای سیاست گذار نیز اجرای چنین برنامه‌هایی می‌تواند به‌صورت آزمایشی برای برخی کلان شهرها به اجرا گذاشته شود، چرا که ممکن است سایر شهرهای متوسط و کوچک توانایی وصول این مالیات‌ها در سطح خرد را نداشته باشند. با توجه به کارایی پایین استان‌هایی مانند کرمان، خوزستان، اصفهان و... عوامل کاهنده کارایی باید شناسایی شوند. این امر می‌تواند به خاطر فرار مالیاتی یا تلاش مالیاتی پایین ادارات استان‌های مذکور باشد. هم‌چنین بخشی از اختلافات می‌تواند ناشی از خطاهای ناشی از جمع‌آوری داده و براورد اطلاعات باشد.

در نهایت با توجه به افزایش کارایی شهرداری‌ها در مقایسه با ادارات مالیاتی در جمع‌آوری مالیات بر املاک، واگذاری این مالیات‌ها به دولت‌های محلی می‌تواند منافعی ایجاد کند که هزینه‌های اجرای طرح می‌تواند از محل صرفه جویی‌های ناشی از افزایش کارایی جبران شود. یکی از موضوعات پژوهشی مورد نیاز برای سیاست گذار اندازه‌گیری صرفه‌های ناشی از واگذاری این مالیات‌ها به شهرداری‌ها است. هم‌چنین کاهش درآمدهای دولت (در صورت اجرا) می‌تواند از محل منافع ناشی از افزایش کارایی جمع‌آوری مالیات تأمین شود.

منابع

۱. ایزدخواستی، حجت (۱۳۹۷). تحلیل اثرات مالیات در بخش املاک و مسکن و برآورد ظرفیت بالقوه آن در ایران: با تأکید بر راهبردها و چالش‌ها. *دوازدهمین همایش سیاست‌های مالی و مالیاتی ایران، دانشگاه شهید بهشتی*، تهران: ۷ اسفند ۱۳۹۷.

۲. خالقی رخنه، زهرا و نوریان، عبدالحسن (۱۳۸۸). سیستم مالیات ستانی جامع درآمد اجاره املاک. *پژوهشنامه مالیات*، ۱۷(۴)، ۹۹-۱۳۲.

۳. رنجبر، همایون و صالحی، الهه (۱۳۹۴). بررسی عوامل مؤثر بر کارایی هزینه‌ای شهرداری‌های استان اصفهان. رهیافت تحلیل مرزی تصادفی. اقتصاد کاربردی، ۵(۳و۴)، ۲۱-۳۶.

۴. سبحانیان، سیدمحمدهادی، آقاجانی معمار، احسان و توتونچی ملکی، سعید (۱۳۹۶). مالیات بر عایدی سرمایه املاک و مسکن؛ منبع درآمدی پایدار برای شهرداری‌ها و ابزاری مناسب به‌منظور کنترل سوداگری در بازار مسکن. *اقتصاد و مدیریت شهری*، ۶(۱)، ۸۳-۹۶.

۵. سوری، امیر رضا، گرشاسبی، علی رضا و عریانی، بهاره (۱۳۸۶). مقایسه تطبیقی کارایی بانک‌های تجاری ایران با استفاده از دو روش DEA و SFA. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۸(۱)، ۳۲-۶۰.

۶. نصراصفهانی، رضا، شهیدی، آمنه و مومنی، الهام (۱۳۹۰). مالیات بر املاک منبع مناسب برای تامین مالی بخش عمومی شهری در ایران (مطالعه موردی شهرداری اصفهان). *مدیریت شهری*، ۹(۱و۲)، ویژه نامه، ۱۸۳-۲۰۱.

۷. یارمحمدیان، ناصر و آقاجانی معمار، احسان (۱۳۹۳). بررسی انواع کمک‌های بودجه‌ای دولت به شهرداری‌ها (دولت‌های محلی). برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۹(۲)، ۱۶۹-۱۹۶.

۸. یارمحمدیان، ناصر، حاتم راد، سامان و صفاری، بابک (۱۴۰۱). ارزیابی تأثیرعوامل مؤثر بر اندازه شهر با رویکرد اقتصادی به مدل سیستم پویا (مطالعه موردی: شهراصفهان)، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۹(۳)، ۱۷۱-۲۰۲.

1. Arrow, K. J. (1959). Rational choice functions and orderings. *Economica*, *26*(102), 121-127.
2. Cao, J., & Hu, W. (2016). A microsimulation of property tax policy in China. Journal of Housing Economics, 33, 128-142.
3. Davulis, G. (2009). Analysis of a situation on local taxes in Lithuania. Intelektinė ekonomika, (1), 21-29.
4. Esfahani, R. N., Shahidi, A., & Momeni, E. (2011). Duty on estate, a suitable resource for the finance of public urban areas in Iran (case study: municipality of Isfahan). *Urban* Management, 9(1,2), 183–201. Retrieved from https://sid.ir/paper/473206/fa. (in persian)
5. Farrell M.J. (1957). The measurement of productive efficiency, *Journal of the royal statistical Society*, SeriesA (Genrral), 120, 253-290.
6. Farrell, M. J. (1957).The Measurement of Productive Efficiency". *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, 253–281.
7. Han, L., & Kung, J. K. S. (2015). Fiscal incentives and policy choices of local governments: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 116, 89-104.
8. Hatamerad, S., Saffari B., & Yarmohamadian, N. (2022). An Evaluation of the Factors Influencing the Size of a City with an Economic Approach by Adopting a Dynamic System Model (A Case Study: The City of Isfahan). *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *9*(3), 171–202. doi: 10.22034/ECOJ.2022.50126.3006. (in persian)
9. Izadkhasti, H. (2018). Analysis of the effects of taxation in the real estate and housing sector and estimation of its potential capacity in Iran: with an

emphasis on strategies and challenges. *Journal of Tax Research*, *89*(41), 73–104. Retrieved from https://sid.ir/paper/399005/fa. (in persian)

http://www.Treasurt.nsw.gov.edu

10. Musgrave, R. A., Carroll, J. J., Cook, L. D., & Frane, L. (1951). Distribution of tax payments by income groups: a case study for 1948. *National Tax Journal*, *4*(1), 1-53.
11. Oates, W. E. (1972). Fiscal federalism. *Books*.
12. Olson, M. (1969). The principle of "fiscal equivalence": the division of responsibilities among different levels of government. *The American economic review*, *59*(2), 479-487.
13. Khaleghi Rakhneh, Z., & Nooryan, A. H. (2009). Comprehensive provincial tax system for real estate rental income. *Journal of Tax Research*, *17*(4), 99–132. Retrieved from https://sid.ir/paper/89711/fa. (in persian)
14. Ranjbar, H., & Salehi, E. (2016). Investigating the factors affecting the cost efficiency of the municipalities of Isfahan province: a stochastic frontier analysis approach. *Applied Economics*, *5*(17), 21–35.
    doi: 20.1001.1.22516212.1394.5.0.3.7. (in persian)
15. Samuelson, P. A. (1954). The pure theory of public expenditure. *The review of economics and statistics*, 36, 387-389.
16. Samuelson, P. A. (1995). *Diagrammatic exposition of a theory of public expenditure* (pp. 159-171). Macmillan Education UK.
17. Sobhanian, S. M. H., Memar, E. A., & Malki, S. T. (2017). Tax on real estate and housing capital gains; A sustainable source of income for municipalities and a suitable tool to control speculation in the housing market. *Journal of Urban Economics and Management*, *6*(1), 83–96. Retrieved from https://sid.ir/paper/240244/fa. (in persian)
18. Suri, A., Garshasbi, A., & Oryani B. (2007). Comparative comparison of efficiency of Iranian commercial banks using DEA and SFA methods. *Journal of New Economy and Commerce*, 8(1), 32–60. Retrieved from https://sid.ir/paper/474627/fa. (in persian)
19. Yarmohamadian, N., & Aghajani Memar, A. (2014). Examining the types of government budget aid to Municipalities (local governments) in Iran. *Planning and Budgeting*, *19*(2), 169–196.
    doi: 20.1001.1.22519092.1393.19.2.8.4 (in persian)

Economic Research
Online ISSN: 2588-6118
University of Tehran Press
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Comparative Analysis of Municipal and Government Efficiency in Tax Collection (Tax based on Real Estate)

Naser Yarmohamadan[1]✉, Mohamadreza Ghasemi[2], Ali Nasiri Aqdam[3], Hanieh Gholami Qalhari[4]

1. Department of Economics and Entrepreneurship, Faculty of Research Excellence in Art and Entrepreneurship Research, Art University of Isfahan, Isfahan, Iran, N.Yarmohammadian@aui.ac.ir

2. Department of Economics and Entrepreneurship, Faculty of Research Excellence in Art and Entrepreneurship Research, Art University of Isfahan, Isfahan, Iran, mr-ghasemy@yahoo.co.uk

3. Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran, alin110@atu.ac.ir

4. Department of Economics and Entrepreneurship, Faculty of Research Excellence in Art and Entrepreneurship Research, Art University of Isfahan, Isfahan, Iran, hanieh.gholami75@gmail.com

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2023-01-31
Received in revised:
2023-04-8
Accepted:
2023-04-11
Published online:
2023-05-20

Keywords:
DEA, Efficiency, Municipality, Real Estate Tax

JEL Classification:
H71, H21, R51

ABSTRACT

This research compares the efficiency of the municipality and the government in collecting tax based on real estate. The indicators used to measure the efficiency, salary and wages per capita, and current cost, are considered as the input and tax collection per capita (for the renovation tax of municipality) is considered as the output. The statistical population of the research includes the Tehran and Isfahan municipalities and the Iranian National Tax Administration of 29 provinces in the country in the years 2011 to 2021. In order to measure the efficiency, the window data coverage analysis approach has been used. The data used in the research estimated by EMS software. The comparison of the efficiency average in the years 2011-2021 showed that the efficiency ratio of Tehran Municipality compared to the Iranian National Tax Administration of Tehran Province is 1.2 and the efficiency ratio of Isfahan Municipality compared to the Iranian National Tax Administration of Isfahan Province is 2.78

Yarmohamadan, N., Ghasemi, M., Nasiri Aqdam, N., & Gholami Qalhari, H. (2023). Comparative Analysis of Municipal and Government Efficiency in Tax Collection (Tax based on Real Estate). *Journal Economic Research,* 57 (4), 715-732.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.92432

Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Introducing and Estimation of Optimal Group Targeting Method for Allocating Subsidies: A Case Study of Urban Households in Iran

Bagher Darvishi
Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Ilam, Iran, Ba.Darvishi@ilam.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2023-01-31
Received in revised:
2023-04-08
Accepted:
2023-04-11
Published online:
2023-05-20

Keywords:
Iran's urban households, optimal group targeting, Targeting of subsidies

JEL Classification:
I38, I3, I32

ABSTRACT

This study aimed to compare the various economic and social characteristics of Iran's urban households to determine the most effective characteristics for targeting subsidies in Iran. To this end, this article introduced a new numerical algorithm, where this method is conceived to find the optimal group transfers that allow the largest possible reduction in any additive poverty indexes. The income-expenditure data of rural Iranian households in 2020 was utilized in this study. Three indicators (including: quality of targeting, inclusion, and exclusion errors) were used to evaluate the efficacy of this method. The result indicates that, for the headcount ratio, the targeting efficiency varied between 17.1% and 22.2% based on different household characteristics, the population coverage rate varied between 79.76% and 100%, and the sum of the inclusion and exclusion errors varied between 33.55 and 40.24%. Furthermore, if the targeting is based on the poverty gap index, the targeting efficiency ranges between 57.39 and 71.86%, the population coverage rate ranges between 23.29 and 100%, and the sum of the exclusion and inclusion errors range between 33.55 and 40.23%. Moreover, once the poverty severity index was used as the basis for targeting, the targeting efficiency changed from 59.26% to 74.62%, the population coverage rate changed from 80.54% to 100%, and the sum of the inclusion and exclusion errors changed from 33.33% to 40.23%. Based on the findings, the family size was selected as characteristic for targeting households, where targeting efficiency was 74.62% when targeting was based on family size. Finally, the population coverage rate was 86.37; the exclusion error was 4.60, and the inclusion error was 30.30.

Darvishi, B. (2023). Introducing and Estimation of Optimal Group Targeting Method for Allocating Subsidies: A Case Study of Urban Households in Iran. *Journal Economic Research*, 57 (4), 685-714.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.92431

Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Economic and Political Determinants of Pension Indexation in Iran

Abbas Khandan[1]

1. Department of Economics of Public Affairs, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran, khandan.abbas@khu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2022-12-17
Received in revised:
2023-02-23
Accepted:
2023-03-01
Published online:
2023-05-20

Keywords:
Inflation, Pension indexation, Political cycles

JEL Classification:
E3, H55, D72

ABSTRACT

Pension indexation against inflation is crucial, especially in Iran with high and persistent inflation. Pensions worldwide are mainly adjusted automatically based on a definite indexation rule, but in Iran, it is provided by a considerable discretionary power of government. Hence, the study of economic and political determinants of pension indexation in Iran is critical and interesting.

Methodology: This study using Iran's Social Security Organization (ISSO)'s data of pensions paid from 1340 (1960) to 1396 (2018) computes annually the actual pension indexation rate and explains it in a OLS model.

Findings: The incomes of ISSO, other expenses like the cost of hospital and medical services, population dependency ratio, the minimum wage, economic (GDP) and political cycles (presidential and parliament elections) have great influences on the discretionary rate of pension indexation in Iran. Old-age pensions in Iran are partly indexed against inflation with a ratio of 0.6, although in the years before presidential elections, pensions are indexed with a ratio of 1.23 above the inflation.

Conclusion: Pensions in Iran become eventually inadequate and retirees' life are affected by political cycles as a result of indexation without a defined rule. The results show that ISSO's pensions are provided effectively in a Pay-as-you-go system where dependency ratio and the contribution base are the most influential factors. Pensions were positively related with minimum wage and negatively with the country's GDP showing that these welfare expenditures are countercyclical and act as an automatic stabilizer.

Khandan, A. (2023). Economic and Political Determinants of Pension Indexation in Iran. *Journal Economic Research*, 57 (4), 658-683.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.92435

Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Academic Performance of Students by Gender, Educational Credit and Residency: Evidence from Economics Students at a large Public University in Iran

Sajde Portaghi Rastgo Moghadam[1], Ali Javedzadeh[2]✉

1. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, sajedeh.pourtaghi@ut.ac.ir

2. Department of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran, jadidzadeh@ut.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2022-12-31
Received in revised:
2023-02-19
Accepted:
2023-03-06
Published online:
2023-03-16

Keywords:
Academic Performance, Educational Credit, Gender, Residence Status

JEL Classification:
I21, I23, I24

ABSTRACT

This article examines the influence of three demographic factors, namely gender, educational credit, and residency status, on the academic achievement of economics students at the Department of Economics, University of Tehran, Iran. The data analyzed comprise academic performance and demographic information of 220 undergraduate students and 194 graduate students from the 2015 and 2019. We employ pooled ordinary least square estimation to investigate students' performance using three outcome measures, including course grades, semester GPAs, and the ratio of failed to passed units per semester. The results indicate that female undergraduate students outperform their male counterparts in all three outcome measures. Moreover, undergraduate students who reside with their parents in Tehran perform better than those living in dormitories. Concerning educational credit, students in 'region two' demonstrate significantly better performance than students in 'regions one and three' and 'Isargaran'. In the master's program, we observe no significant difference between male and female students in terms of grades and GPAs. Furthermore, graduate students who live with their parents have higher GPAs than those living in dormitories, although there is no significant difference in grades. Additionally, Isargaran Credit students perform more poorly than Free Credit students, whereas Talented Credit students exhibit no significant difference from Free Credit students in either of the two measures.

Portaghi Rastgo Moghadam, S., & Javedzadeh, A. (2023). Academic Performance of Students by Gender, Educational Credit and Residency: Evidence from Economics Students at a large Public University in Iran. *Journal Economic Research*, 57 (4), 629-656.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.91546

Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

The Real Effects of the Bank's Function as a Creator of Liquidity Through Lending and Factitious Rollover of Non-Performing Loans Channels (DSGE Approach)

Mohamad Amirali[1], Rasul Bakhshi Dastjerdi[2]✉, Mohamad Vaez Barzani[3]

1. Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, m.amirali@ase.ui.ac.ir

2. Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, r.bakhshi@ase.ui.ac.ir

3. Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran, m.vaez@ase.ui.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2022-05-15
Received in revised:
2022-10-15
Accepted:
2023-04-26
Published online:
2023-05-20

Keywords:
Credit Creation Theory, of Banking, DSGE Model, Money Multiplier, rollover of Nonperforming Loans

JEL Classification:
E27, E31, E32, E51, M41

ABSTRACT

Experimental evidence and research on accounting show that the banking system does not create money based on the money multiplier theory but rather employs the credit creation theory of banking, ruling out the need for a monetary base. Critics argue that while proponents of this type of banking claim that it promotes economic growth and development, the restrictions and behavior of banks may actually lead to the creation of unproductive liquidity from multiple channels, provided that they are given more freedom to implement independent policies. In addition to lending, the transfer of non-performing loans to performing loans heading with its factitious rollover and identification of fictitious profits for banks have been two of these channels in the Iranian banking system. Accordingly, this paper analyzes the dynamic stochastic general equilibrium of these monetary arrangements, a topic rarely discussed in modeling. The results show that a negative productivity shock can lead to a more significant and rapid reduction in investment, production, consumption, and welfare in this model compared to the money multiplier model. Factitious rollover of non-performing loans also increases the firm's debt to the bank as well as debt default, credit risk, and credit crunch for the firm, and hampers the destruction of liquidity and the creation of credit with the ability to accumulate on time deposits, which, in turn, can have negative consequences through circulation. This further causes the profitability of firms and banks to decline and the inflation rate to increase, leading to increased interest rates, contrary to the money multiplier model; Thus, accurate control over the behavior of banks is essential. It is suggested that macroprudential policies and dynamic provisioning strategies should be implemented along with the accounting system reformation.

Amirali, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Vaez Barzani, M. (2023). The Real Effects of the Bank's Function as a Creator of Liquidity through Lending and Factitious Rollover of Nonperforming Loans. *Journal Economic Research*, 57 (4), 583-628.

© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.92422

Economic Research
University of Tehran Press
Online ISSN: 2588-6118
Homepage: https://jte.ut.ac.ir

Money Demand Determinants and Stability Analysis in the Economy of Iran: Micro foundations Approach

Zeinab Orooji[1] , Hassan Dargahi[2] ✉

1. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shaid Beheshti University, Tehran, Iran, zeinab.orooji100@yahoo.com
2. Department of Economics, Faculty of Economics and Political Sciences, Shaid Beheshti University, Tehran, Iran, h-dargahi@sbu.ac.ir

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
2022-07-01
Received in revised:
2023-03-07
Accepted:
2023-04-03
Published online:
2023-05-20

Keywords:
Economy of Iran,
Micro foundations,
Monetary Policy,
Money Demand
Stability

JEL Classification:
E41, E00, E52, D04

ABSTRACT

Investigating the mechanism of monetary tansmision, considering the microfoundations in money demand, may propose contradictory policy versus macroeconomic theories since households do not hold money equally. Such pattern of behavior can be explained by the new Keynesian literature, which presents micro-based models with the behavior of heterogeneous economic agents. Evaluating the stability of money demand plays a critical role in economies dependent on natural resources due to nature and effects of shocks, role of money substitute assets, and developments in tradable and non-tradable sectors. Here, the demand functions of real M1 and M2 balances were extracted using microfoundations and then estimated by three methods of ARDL, DOLS, and GMM based on quarterly data of the Iranian economy during 1988-Q12022-Q1. For this purpose, the composition of the common monetary aggregate money and quasi-money was revised due to the liquid nature of some quasi-money components in the economy of Iran. The present study aims to examine the variables affecting money and broad money demand in the short and long term, especially alternative assets such as foreign currency, housing, and other durable consumer commodities and expected inflation. The results indicate that the structural stability of the demand for M1 and M2 during 2010s is considered as doubtful and warning. Based on the error correction coefficients in the ECM models, eliminating the effects of a shock and returning to the long-term trend for M2 and M1 demand lasts about 9 and 5 seasons, respectively, meaning that the effects of shocks on broad money demand are relatively long-lasting compared to narrow money j demand. Overall, selecting monetary aggregates as the intermediate target of monetary policy can challenge the economy of Iran.

Orooji, Z., & Dargahi, H. (2023). Money Demand Determinants and Stability Analysis in the Economy of Iran: Microfoundations Approach. *Journal Economic Research*, 57 (4), 561-582.

© The Author(s).
Publisher: University of Tehran Press.
DOI: 10.22059/jte.2023.92429

In the Name of God

ABSTRACT OF ARTICLES

Economic Research

Editor

Ebadi, Jafar — Associate Professor, University of Tehran-Iran

Editorial Board

Abbasi Nejad, Hossein	Professor, University of Tehran-Iran
Abrishami, Hamid	Professor, University of Tehran-Iran
Komijani, Akbar	Professor, University of Tehran-Iran
Mirakhor, Abbas	Professor, Executive Director. IMF-U.S.A
Sharzeie, Gholamali	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Sobhani, Hassan	Professor, University of Tehran-Iran
Hadi Salehi Esfahani	Professor, University of illinois at Urbana - Champaign-U.S.A
Farkhondeh Jabalameli	Associate Professor, University of Tehran-Iran
Gholamreza Keshavarz	Associate Professor Sharif University of Technology-Iran

Referees:

Ghahreman Abdoli (Ph.D), Alireza Daghighiasli, (Ph.D), Mohsen Ebrahimi (Ph.D), Mohamad Ghasemi (Ph.D), Hamid Kordbacheh (Ph.D), Mohsen Mehrara (Ph.D), Yeganeh Mousavi Jahromi (Ph.D), Kamran Nadir (Ph.D), Teymur Rahmani, (Ph.D), Hossein Tavakolian (Ph.D), Shahryar Zaroki (Ph.D)

Published by University of Tehran
P. O. Box 14155-6445
Tehran, Islamic Republic of Iran

Vol. 57, No. 4, Winter 2023 **ISSN 0039-8969**

Money Demand Determinants and Stability Analysis in the Economy of Iran: Microfoundations Approach/ Zeinab Orooji, Hassan Dargahi 1

The Real Effects of the Bank's Function as a Creator of Liquidity Through Lending and Factitious Rollover of Non-Performing Loans Channels (DSGE Approach) / Mohamad Amiral,Rasul Bakhshi Dastjerdi,Mohamad Vaez Barzani 2

Academic Performance of Students by Gender, Educational Credit and Residency: Evidence from Economics Students at a large Public University in Iran/ Sajde Portaghi Rastgo Moghadam, Ali Javedzadeh..... 3

Economic and Political Determinants of Pension Indexation in Iran/ Abbas Khandan..... 4

Introducing and Estimation of Optimal Group Targeting Method for Allocating Subsidies: A Case Study of Urban Households in Iran/ Bagher Darvishi 5

Comparative Analysis of Municipal and Government Efficiency in Tax Collection (Tax based on Real Estate)/ Naser Yarmohamadan, Mohamadreza Ghasemi, Ali Nasiri Aqdam, Hanieh Gholami Qalhari 6

Publisher: Faculty of Economics, University of Tehran, P. O. Box 14155-6445