



Estimation of Iran's Consumption Function Using Quantile Regression Method

Mohammadreza Monjazebl¹, Hosein Amiri², Farshid Vojdani³, Akram Movahedi⁴

1. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Public Affairs, Kharazmi University, Tehran, Iran. monjazebl@khu.ac.ir
2. Associate Professor of Economics and Islamic Banking, Kharazmi University, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran, Iran, h.amiri@khu.ac.ir
3. M.A in Economics, Kharazmi University, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran, Iran, Farshid997@yahoo.com
4. M.A in Economics, Kharazmi University, Department of Economics, Faculty of Economics, Tehran, Iran, movahedi.akram64@gmail.com

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article	In macroeconomics, aggregate consumption assumes a pivotal role as a fundamental component of total demand. It directly influences production and employment while indirectly contributing to overall economic growth through savings and investment. Insights gleaned from consumption function estimations and the study of the marginal propensity to consume (MPC) inform economic policy decisions. Economists have diligently explored the intricate relationship between consumption behavior and influential factors.
Article history: Received: July 2024 Accepted: October 2024	The primary objective of the research you mentioned is to examine the nexus between consumption, income, and wealth during the period spanning from the first quarter of 1369 to the third quarter of 1401, utilizing quantile regression techniques. By analyzing a diverse set of comprehensive models grounded in macroeconomic principles, the study aims to identify an optimal model for Iran's economy. The empirical results reveal that income and wealth have a positive and statistically significant impact on consumption, with consistent effects observed across different quantiles. Furthermore, the Brownian habit persistence model aligns well with Iran's economic dynamics, implying that government interventions related to pricing and taxation can effectively shape community consumption patterns and contribute to overall economic growth.
JEL: D14, C32, E21.	
Keywords: Consumption Function, Income, Wealth, Quantile Regression.	

Cite this article: Monjazebl, M., Amiri, H., Vojdani, F., & Movahedi, M. K. (2025). Estimation of Iran's Consumption Function Using Quantile Regression Method. *Applied Theories of Economic*, 12(1), 23-48.
<http://doi.org/10.22034/ecoj.2024.62503.3328>

© The Author(s).

Publisher: University of Tabriz



DOI: 10.22034/ecoj.2024.62503.3328

Introduction

This study investigates the impact of income and wealth on consumption in Iran. As one of the most important factors in macroeconomic analysis and government policy-making, consumption significantly affects the economy in the short and long term. In the short term, consumption affects total demand, employment, interest rates, and income, while in the long term, it influences economic growth.

For the first time, Keynes (1937) introduced the consumption function in his book "The General Theory of Employment, Interest, and Money," considering income as a major factor affecting consumption. Following him, other theories were proposed by economists like Duesenberry (1949), Modigliani (1966), Friedman (1957), and others, examining the impact of economic, cultural, and personal factors such as income, savings, interest rates, age, gender, and household size on consumption.

This study uses the quantile regression method to compare consumption behaviors across different quantiles and utilize the findings for policy-making. This approach provides a comprehensive picture of consumption distribution. The period under review is from the first quarter of 1990 to the third quarter of 2022. Various models based on macroeconomic theories are used to help select the optimal model suitable for Iran's conditions.

Methodology

This study employs seven models based on macroeconomic frameworks, which are comprehensively evaluated across different quantiles. Each model is thoroughly examined, and the optimal model suitable for Iran's conditions is selected. To investigate the impact of wealth on consumption, liquidity is used as a proxy for wealth, also done by Li and Zhang (2021).

Quantile regression offers a more complete picture of the conditional distribution by constructing Quantile functions in different regions. This method is also robust against outliers and is suitable for examining asymmetric error distributions (Chaudhuri, 2018).

Results and Discussion

The Quantile regression model estimates show that income has a greater impact on consumption on the left side of the distribution, whereas wealth has a greater effect on the right. Among the models examined, the Brown model is valid for Iran's economy, indicating the persistence of habitual consumption behavior. According to this model, consumption depends on current income and the highest past consumption levels. This finding aligns with the results of Manjadzab (1996).

Regarding the relationship between income and consumption, the study's results are consistent with those of Gholizadeh et al. (2022) and Jowadi and Sousa (2014), indicating that the influence of income on consumption is stronger than that of wealth. Based on the continuity of habit, the Brown model suggests that households measure their consumption by periods with the highest consumption.

The current income variable, estimated in all models except the seventh model (Friedman), which uses permanent income, has positive and significant coefficients. Therefore, increasing income and reducing income taxes can be beneficial in boosting consumption and, consequently, economic growth. The impact of the wealth variable on consumption is examined in the sixth (Modigliani) and seventh (Friedman) models and this variable is also positive and significant. In this study, liquidity is used as a proxy for wealth. Hence, controlling liquidity levels and reducing prices positively affect consumption growth. The impact of previous periods' income on consumption was examined in the second and third models (Duesenberry), and this impact was positive and significant. Although the effect of previous consumption was greater, the Brown model had higher explanatory power for Iran's economy.

The government can use direct cash subsidies to increase or decrease household income, affecting consumption. As liquidity is considered a form of wealth, the government indirectly influences it. For instance, income redistribution policies like wealth taxes can increase or decrease household consumption. Therefore, if the government aims to influence household consumption, it should implement policies that directly target household income, such as cash subsidies and a consumption regulator, whereas wealth has a lesser effect on consumption. This research shows that income and wealth positively and significantly impact consumption. However, the symmetry between quantiles indicates that these effects are equal across different quantiles. Therefore, the government can use income and wealth for policy-making purposes without considering different economic quantiles and influence household consumption through income and wealth regulation policies.

Given that the habit persistence model applies to Iran, it is suggested that the government understands consumer behavior, such as essential goods, luxury items, complementary products, and the most frequently used items. By

controlling prices and imposing taxes on various goods, the government can manage consumer behavior and positively influence economic growth.

Furthermore, the government can use proper income policies to improve income distribution and prevent the concentration of wealth in specific sectors, leading to economic equality and reduced injustice. These policies, like income taxes, can also provide a revenue source for the government to offer society more public services and investments. These services can be invested in infrastructure, education, health, and social welfare to increase public welfare and ensure more equitable income distribution.





تخمین تابع مصرف ایران به روش رگرسیون کوانتایل

محمدرضا منجذب^۱، حسین امیری^۲، فرشید وجدانی^۳، اکرم موحدی^۴

۱. نویسنده مسئول، دانشیار اقتصاد امور عمومی، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: monjaze@khu.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد و بانکداری اسلامی، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: h.amiri@khu.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: Farshid997@yahoo.com

۴. کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران. رایانامه: Movahedi.akram64@gmail.com

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	مصرف در علم اقتصاد کلان از اهمیت بالایی برخوردار است و یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل محسوب می‌شود. همچنین با تأثیرگذاری بر تولید و اشتغال به طور مستقیم، و پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به طور غیرمستقیم باعث رشد اقتصاد می‌شود. علاوه بر این اطلاعات به‌دست آمده از تخمین تابع مصرف و بررسی میل نهایی به مصرف می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد. از همین جهت بررسی رابطه مصرف و عوامل مؤثر بر آن توجه اقتصاددانان زیادی را به خود جلب کرده است. هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه بین مصرف، درآمد و ثروت طی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۱ با استفاده از رگرسیون کوانتایل است. در این مطالعه از ۷ مدل که بر مبنای مدل‌های اقتصاد کلان است استفاده شده است تا با استفاده از متغیرهای متنوع و جامع، مدل بهینه برای اقتصاد ایران انتخاب شود. نتایج تحقیق نشان می‌دهند که با توجه به برآورد مدل توسط رگرسیون کوانتایل، درآمد و ثروت بر مصرف تأثیر مثبت و معنادار دارند و این تأثیرگذاری در چندک‌ها متقارن است. همچنین مدل تداوم عادت براون برای ایران صدق می‌کند، که این بدین معنی است که این مدل قدرت توضیح‌دهندگی بیش‌تری را در اقتصاد ایران دارد. بنابراین، دولت با کنترل قیمت و وضع مالیات می‌تواند مصرف افراد جامعه را کنترل کرده و باعث رشد اقتصادی در کشور شود.

استناد: منجذب، محمدرضا، امیری، حسین، وجدانی، فرشید و موحدی، اکرم (۱۴۰۴). تخمین تابع مصرف ایران به روش رگرسیون کوانتایل. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۱(۱۲)، ۴۸-۲۵.

DOI: 10.22034/ecoj.2024.62503.3328



حق مؤلف © نویسنده‌گان.

ناشر: دانشگاه تبریز

۱- مقدمه

مصرف یکی از مهم‌ترین عوامل در تحلیل‌های اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری‌های دولت است، زیرا مصرف کل بر کل اقتصاد یک کشور تأثیر می‌گذارد. تأثیرات فوق را می‌توان به دو شکل کوتاه‌مدت و بلندمدت در نظر گرفت. تأثیر کوتاه‌مدت مصرف بر اقتصاد میزان تقاضای کل و در نهایت میزان اشتغال و درآمد را تعیین می‌کند. تأثیر بلندمدت مصرف بر اقتصاد میزان رشد اقتصادی کشور را تعیین می‌کند (جور و چادھاری^۱، ۲۰۱۹).

رابطه مصرف و درآمد از دیرباز توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است، اما برای اولین بار کینز^۲ (۱۹۳۷) تابع مصرف را در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول معرفی کرد. کینز درآمد را عامل عمده تأثیرگذار بر مصرف در نظر گرفت. پس از کینز نظریه‌های دیگری در مورد تابع مصرف توسط افرادی مانند دوزنبری^۳ (۱۹۶۹)، مودیگلیانی^۴ (۱۹۶۶)، فریدمن^۵ (۱۹۵۷) و... ارائه شد. در این نظریه‌ها به تأثیر عوامل اقتصادی مانند ثروت، درآمد دوره‌های قبل، تورم، نرخ بهره و... عوامل فرهنگی و شخصی مانند سن، جنسیت، تعداد افراد خانوار، اعتقادات دینی، میزان تحصیلات و... بر مصرف پرداخته شد.

بررسی مصرف و عوامل مؤثر بر آن به تغییر الگوی مصرفی جامعه و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کمک می‌کند. به عنوان مثال در شرایط تورمی می‌توان با افزایش میزان مالیات از میزان مصرف جامعه کاست، در نتیجه از میزان تقاضای کل و فشار تورم کاست (احمد و همکاران^۶، ۱۳۸۷).

در مطالعات قبلی محققین تابع مصرف را با مدل‌های مختلف تخمین زده‌اند، اما در ایران رفتار مصرف در کوانتایل‌های مختلف بررسی شده است. از مزایای استفاده از این روش این است که رگرسیون‌های کلاسیک تمرکز خود را بر فضای میانی توزیع محدود می‌کنند و اطلاعات زیادی از دم‌های توزیع ارائه نمی‌دهند. این در حالی است که رگرسیون کوانتایل تمرکز خود را بر بخش میانی توزیع محدود نمی‌کند، در نتیجه تصویر کامل‌تری از توزیع ارائه می‌دهد. حال با بهره‌گیری از روش کوانتایل می‌توان رفتارهای مصرف در کوانتایل‌های مختلف را مقایسه کرد و از نتایج به دست آمده در سیاست‌گذاری‌ها بهره برد. بنابراین با توجه به اهمیت مصرف و عوامل مؤثر بر آن هدف این مطالعه، بررسی تأثیر درآمد و ثروت بر مصرف در ایران، طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۱ به روش رگرسیون کوانتایل است. همچنین این مطالعه، از چندین مدل که بر مبنای مدل‌های کلان اقتصادی است استفاده می‌کند که با در نظر گرفتن متغیرهای متنوع در کوانتایل‌های مختلف، به صورت جامع مورد بررسی قرار می‌گیرد. تمام این مدل‌ها به صورت کامل و با توجه به هر کوانتایل مورد بررسی قرار گرفته و مدل بهینه که مطابق شرایط کشور ایران است انتخاب می‌شود. در ادامه در بخش دوم پیشینه و ادبیات تحقیق آورده شده است. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق و بخش چهارم به نتایج تجربی و تجزیه و تحلیل اطلاعات اختصاص دارد. بخش پنجم به خلاصه، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص یافته است.

¹ Jore & chowdhary

² Keynes

³ Duesenberry

⁴ Modigliani

⁵ Friedman

⁶ Ahmad et al.(2008)

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- عوامل موثر بر مصرف

عوامل اقتصادی، روانشناسی و اجتماعی زیادی بر مصرف تأثیر دارند. تصمیم‌گیری اشخاص به منظور اینکه چه میزان از درآمد خود را به مصرف اختصاص دهند و چه میزان را به سرمایه‌گذاری و خرید سهام و... اختصاص دهند تحت تأثیر عوامل روانشناسی است. کینز معتقد بود بعضی عوامل روانشناسی منجر به این می‌شوند که اشخاص به جای مصرف، بخشی از درآمد خود را به پس‌انداز اختصاص دهند. عواملی مانند احتیاط یا آینده‌نگری. اشخاص محض احتیاط ممکن است پس‌انداز کنند تا میزانی ثروت و دارایی برای مقابله با حوادث احتمالی مانند بیکاری، مریضی و آسیب داشته باشند. از دید آینده‌نگری اشخاص تمایل دارند پس‌انداز کنند، تا اگر در آینده نیاز مالی داشتند از پس‌انداز خود آن نیاز را رفع کنند. علاوه بر این دو ممکن است به قصد افزایش درآمد خود پس‌اندازی به شکل سهام یا حساب بانکی برای دریافت سود و بهره ایجاد کنند. ممکن است برای ایجاد کسب‌وکار یا وارد شدن به تجارت پس‌انداز کنند. ممکن است پس‌انداز صرفاً به خاطر خساست باشد یا برخی به قصد باقی گذاشتن ارثیه برای وارثان پس‌اندازی ایجاد کنند. البته که تمام موارد نام‌برده شده با اینکه در مورد تمایل به پس‌انداز بودند مستقیماً بر مصرف تأثیر دارند (توماس^۱، ۲۰۱۳). در ادامه چند عوامل مهم و موثر بر مصرف بررسی می‌شود.

- اثر چشم‌وهم‌چشمی و اثر تونل

طبق نظریه درآمد نسبی، خانوارها میزان مصرف خود را با سایر خانوارها مانند همسایگان و فامیل می‌سنجند. به صورت کامل تر این مقایسه‌ها یا اثر چشم‌وهم‌چشمی و حسادت یا تقلیدی خواهند داشت یا اثر تونل یا جاه‌طلبی. به این معنا که افراد با مقایسه خود از سر حسادت تلاش می‌کنند سطح مصرف خود را بالا ببرند، کم‌هزینه‌ترین راه تقلید از مصرف خانوارهای پردرآمد است. به طور مثال این کار را با خریدن کالاهای لوکس مانند جواهرات انجام می‌دهند. از آنجایی که این هزینه‌ها برای خانوارهای کم‌درآمد ممکن نیست به طور معمول از طریق قرض و وام گرفتن سطح مصرف خود را بالا می‌برند. اثر تونل اولین بار توسط هیرشمن و راتسچایلد^۲ (۱۹۷۳) به این صورت مطرح شد که اگر دو لاین هم‌جهت ترافیک در یک تونل وجود داشته باشند، در یکی از لاین‌ها ماشین‌ها شروع به حرکت کنند، ماشین‌های لاین دیگر که بی حرکت هستند نتیجه می‌گیرند که آن‌ها نیز به زودی از تونل خارج خواهند شد. مفهوم اثر تونل این است که تابع مطلوبیت و رفتار اقتصادی شخص تحت تأثیر رضایت از درآمد فعلی و رضایت از درآمد آینده نزدیک است. اگر اطرافیان شخصی وضعیت اجتماعی و درآمد خود را از طریق سرمایه‌گذاری تجاری بهبود بخشند. شخص از موفقیت اطرافیان الهام گرفته و پتانسیل موفقیت را در آینده خود می‌بیند. از این روی شخص با تقلید از موفقیت دیگران اقدام به قرض کردن برای سرمایه‌گذاری می‌کند (لی^۳، ۲۰۱۸).

- قیمت کالا و انتظارات مصرف‌کننده

قیمت کالاها و انتظارات شخص از دیگر عوامل مؤثر بر مصرف است. به طور مثال شخص اگر انتظار کاهش درآمدش را داشته باشد، در دوره کنونی از مصرف خود می‌کاهد. همچنین ممکن است تمایلش به پس‌انداز بیشتر شود تا در آینده که درآمد کم‌تری دارد از پس‌انداز خود مصرف کند. از سوی دیگر اگر شخص انتظار افزایش درآمد در آینده را داشته باشد، ممکن است در دوره کنونی در صورت عدم وجود شرط محدودیت نقدینگی اقدام به قرض کردن یا وام گرفتن کند، با این فرض که در آینده با افزایش حقوق

¹ Thomas² Hirschman & Rothschild³ Li

می‌تواند علاوه بر مصرف آن دوره، بدهی‌های خود را نیز پرداخت کند. در صورتی که شخص آینده‌نگر نباشد تمایل خیلی کمی به قرض کردن با فرض افزایش حقوق در آینده خواهد داشت.

به‌طور مشابه تغییر در قیمت کالا نیز چنین تأثیری دارد. اگر شخص انتظار داشته باشد قیمت کالا در آینده افت کند، از مصرف دوره فعلی خود می‌کاهد و پس‌انداز خود را افزایش می‌دهد؛ زیرا در آینده که قیمت کالاها افت دارد می‌توان پس‌انداز را صرف خرید کالاها کرد. از سوی دیگر اگر انتظار افزایش قیمت کالا وجود داشته باشد شخص میزان مصرف دوره فعلی را افزایش می‌دهد، زیرا در دوره کنونی که قیمت کالاها ارزان‌تر است مقادیر بیشتری را می‌توان خریداری کرد و هر میزان پولی که پس‌انداز شود در آینده ارزش کم‌تری خواهد داشت و کالاها و خدمات کم‌تری را تهیه می‌کند. از عوامل مؤثر دیگر بر مصرف آداب و رسوم، فشارهای اجتماعی، سلیقه فرد، شرایط فروش، تبلیغات و... را می‌توان نام برد (توماس، ۲۰۱۳).

- نرخ بهره

تصمیم اینکه چه میزان از درآمد مصرف و پس‌انداز شود در اصل یک تصمیم مشترک است، زیرا هر میزان از درآمد که مصرف شود مقدار باقی‌مانده آن پس‌انداز می‌شود و برعکس. اگر افراد تصمیم بگیرند در دوره فعلی کم‌تر مصرف کند می‌تواند در آینده مصرف بیشتری داشته باشد و برعکس. عاملی که در تصمیم‌گیری مصرف فعلی و آینده تأثیر می‌گذارد میزان نرخ بهره واقعی است (آدانو^۱، ۲۰۰۵).

- تأثیر جایگزینی نرخ بهره و تأثیر درآمد نرخ بهره

اگر نرخ بهره سپرده‌گذاری افزایش یابد دو حالت امکان‌پذیر است: اول اینکه وعده دریافت سود بیشتر تمایل شخص را به پس‌انداز بیشتر می‌کند، زیرا مبلغی که در آینده دریافت می‌کند بیشتر است و شخص از مصرف دوره فعلی خود می‌کاهد و پس‌انداز را افزایش می‌دهد. حالت دوم اگر شخص سقفی برای پس‌انداز خود در نظر گرفته باشد، با توجه به اینکه با افزایش درآمد ناشی بهره، مبلغ پس‌انداز کم‌تری برای رسیدن به سقف موردنظر لازم است شخص از میزان پس‌انداز خود می‌کاهد. حالت اول اثر جایگزینی نرخ بهره بر پس‌انداز نام دارد. اثر درآمد نرخ بهره بر پس‌انداز، تغییر مصرف فعلی شخص را در اثر افزایش تغییر نرخ بهره نشان می‌دهد. برای شخصی که حساب سپرده‌گذاری دارد و دریافت‌کننده سود است افزایش نرخ بهره به معنی افزایش ثروت است. در نتیجه مصرف دوره فعلی خود را افزایش می‌دهد و به این دلیل که از ثروت خود می‌کاهد میزان پس‌انداز کم می‌شود. اثر جایگزینی سود بهره و اثر درآمد سود بهره نتایج مخالف دارند؛ و برای شخصی که وام دریافت کرده افزایش سود بهره به معنای کاهش ثروت است و شخص مصرف فعلی و آینده خود را کاهش می‌دهد، با توجه به اینکه در علم اقتصاد پرداخت بدهی نوعی پس‌انداز محسوب می‌شود در دوره فعلی میزان پس‌انداز افزایش می‌یابد. برای شخص قرض‌گیرنده هر دو اثر رابطه موافق دارند (آبل و همکاران، ۲۰۰۸).

۲-۲- پیشینه تحقیق

سوسا^۲ (۲۰۰۹) تأثیر ثروت بر مصرف را در مناطق اروپایی طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ بررسی کرده و نتیجه آنکه تأثیر ثروت بر مصرف قابل‌توجه است. به طرز ویژه تأثیر ثروت از طریق نقدینگی و سپرده زیاد است و مصرف نسبت به بدهی‌های مالی بسیار حساس است. همین‌طور واکنش مصرف به ثروت در بلندمدت بسیار بیش‌تر از کوتاه‌مدت است.

¹ Adanu

² Sousa

لزشکیو سز کیدزور و ولفه^۱ (۲۰۱۲) تابع مصرف را برای لهستان با بهره‌گیری از مدل چرخه زندگی طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند و نتیجه به این صورت است که مدل چرخه زندگی در لهستان صدق می‌کند. لازم به ذکر است که اکثر مردم لهستان تصمیمات خود را بر اساس درآمد فعلی گرفتند.

بامیکول^۲ (۲۰۱۳) تأثیر تداوم عادت را بر مصرف جامائیکا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱ بررسی کرد و نتیجه آنکه تداوم عادت بر مصرف جامائیکا تأثیر داشته و درآمد دوره‌های قبل بر مصرف دوره فعلی جامائیکا تأثیر دارد.

جواد و سوسا^۳ (۲۰۱۴) با استفاده از مدل‌های خطی و رگرسیون کوانتایل به بررسی تأثیر ثروت بر مصرف در انگلستان و آمریکا و ناحیه اروپا پرداختند. حساسیت مصرف به تغییرات ثروت در مواقعی که رشد مصرف به طرز غیرعادی زیاد باشد بیشتر است.

الیمی^۴ (۲۰۱۵) تابع مصرف نیجریه و آفریقای جنوبی را طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳ با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی تخمین و مقایسه کردند. نتیجه آنکه در نیجریه مردم آینده‌نگرند و درآمد دائمی بر مصرف تأثیرگذار است، ولی در آفریقای جنوبی طبق نظریه دوزنبری مصرف دوره گذشته بر مصرف دوره فعلی تأثیر دارد.

داکا و فاندامو^۵ (۲۰۱۶) تابع مصرف زامبیا را با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی فریدمن و اصول انتظارات تطبیقی کاگان طی سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۴ تخمین زدند. نتیجه آنکه مدل درآمد دائمی برای زامبیا صدق می‌کند.

کلیکومه و همکاران^۶ (۲۰۱۷) تابع مصرف نیجریه را طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی تخمین زدند. نتیجه آنکه در بلندمدت درآمد دائمی بر مصرف تأثیر زیادی دارد و مدل درآمد دائمی برای نیجریه صدق می‌کند.

الغایید^۷ (۲۰۱۷) تأثیر شک قیمتی نفت بر مصرف عربستان را طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۵ بررسی کرد. نتیجه آنکه افزایش قیمت نفت تأثیر مثبت بر مصرف دارد و کاهش قیمت نفت تأثیر منفی بر مصرف دارد.

داجکمن^۸ (۲۰۱۸) عوامل مؤثر بر مصرف را در دوازده کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ بررسی کردند. آنها کشورهای مورد مطالعه را به دو دسته تقسیم کردند. در هر دو دسته درآمد و ثروت عوامل اصلی تأثیرگذار بر مصرف هستند ولی در دسته اول درآمد و عدم اطمینان تأثیر منفی بر مصرف داشتند.

اشاکا^۹ (۲۰۱۹) تابع مصرف نیجریه را با بهره‌گیری از مدل درآمد مطلق طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۵ بررسی کرد. نتیجه حاصل از این قرار بود که درآمد تأثیر مثبت و قابل توجهی بر مصرف دارد.

خان و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۰) تابع مصرف چین را طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۶ با بهره‌گیری از مدل‌های درآمد مطلق و درآمد دائمی تخمین زدند. نتیجه آنکه مدل درآمد دائمی برای چین رد شد و مدل درآمد مطلق صدق کرد.

هاباناباکیز^{۱۱} (۲۰۲۱) تابع مصرف آفریقای جنوبی را طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ بررسی کرد. نتایج حاصل از این قرار است که نرخ

¹ Leszkiewicz-Kędzior and Welfe

² Bamikole

³ Jawadi & souse

⁴ Alimi

⁵ Daka & Fandamu

⁶ Kelikume et al.

⁷ Algaed

⁸ Dajcman

⁹ Ashakah

¹⁰ Khan et al.

¹¹ Habanabakize

تبادل و درآمد تعیین‌کننده مصرف هستند و قیمت سوخت تأثیری بر مصرف ندارد.

پراسیتیانتو و همکاران^۱ (۲۰۲۲) با بهره‌گیری از مدل چرخه زندگی تابع مصرف اندونزی را طی سال‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. نتیجه آنکه در کوتاه‌مدت تورم بر مصرف اثر منفی و در بلندمدت تورم و نرخ بهره تأثیر مثبت داشتند.

ساراسواتی و همکاران^۲ (۲۰۲۲) تأثیر فناوری مالی بر تابع مصرف اندونزی را طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ با بهره‌گیری از مدل درآمد مطلق بررسی کردند؛ نتیجه آنکه از یک‌طرف فناوری مالی باعث رشد اقتصاد اندونزی شده، از طرف دیگر مردم را به مصرف بیشتر تشویق کرده که می‌تواند باعث تورم شود.

قلیزاده و همکاران^۳ (۲۰۲۲) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل درآمد دائمی و روش ARDL تابع مصرف ایران را طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۰ بررسی کردند. نتیجه آنکه به ترتیب بیشترین میل نهایی به مصرف از دارایی مسکن، درآمد و در آخر دارایی مالی است.

نیفار^۴ (۲۰۲۳) تابع مصرف تونس را با مدل کینز و فریدمن با روش NARDL برای سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ بررسی کرد. نتیجه آنکه در کوتاه‌مدت درآمد فقط در صورت افزایش بر مصرف تأثیر دارد؛ اما در بلندمدت در هر دو صورت افزایش یا کاهش بر مصرف تأثیر افزایشی دارد. در بلندمدت حتی در شرایط بد اقتصادی مردم از مصرف خود نمی‌کاهند.

منجذب^۵ (۱۳۷۵) در مقاله خود تابع مصرف ایران را با مدل‌های کینز، دوزنبری، فریدمن و مودیگیلانی در طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۳ تخمین زده است. نتیجه آنکه مدل دوزنبری رفتار مصرفی ایران را بهتر توجیه می‌کند و وجود توهم پولی در اقتصاد نشان تأثیرپذیری مصرف ایران از تورم است.

زراءنژاد^۶ (۱۳۸۲) در مقاله خود تابع مصرف ایران را با بهره‌گیری از مدل‌های فریدمن، کینز، مودیگیلانی و دوزنبری طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۷۷ تخمین زده است؛ و نتیجه آنکه نظریه فریدمن در مقایسه با نظریات کینز، دوزنبری و مودیگیلانی رفتار مصرفی ایران را بهتر تبیین کرد.

زراءنژاد و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله خود تابع مصرف ایران را طی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ با بهره‌گیری از روش همجمعی یوهانس-جوسیلیوس تخمین زدند و نتیجه آنکه رابطه‌ای بلندمدت بین مصرف و درآمد دائمی وجود دارد.

احمد و همکاران (۱۳۸۷) در مقاله خود مصرف بخش خصوصی را سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲ را با روش ARDL بررسی کردند. نتیجه آنکه درآمد قابل‌تصرف را مهم‌ترین عامل بر مصرف جامعه ایران معرفی کردند پس در نتیجه مالیات با توجه به تأثیرگذاری بر درآمد ابزار مناسبی برای تغییر الگوی مصرف جامعه ایران است.

فخرایی و منصوری^۷ (۱۳۸۷) در مقاله خود به تخمین تابع مصرف ایران در سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۵ با بهره‌گیری از مدل درآمد نسبی و تخمین رابطه همجمعی به روش ARDL پرداختند؛ نتیجه بررسی ایشان این بود که گروه با درآمد بالا نسبت به گروه با درآمد پایین میل نهایی به مصرف کم‌تر و میزان پس‌انداز بیشتری دارند.

¹ Prasetyanto et al.

² Saraswati et al.

³ Gholizadeh et al.

⁴ Neifar

⁵ Monjazez (1996)

⁶ Zera Nejad et al. (2007)

⁷ Fakhrai & Mansouri (2008)

امامی و دربانی^۱ (۱۳۹۰) در مقاله خود عوامل مؤثر بر مصرف کالاهای بی‌دوام را طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۶ بررسی کردند، نتیجه آنکه افزایش ثروت و درآمد بر میزان مصرف کالاهای بی‌دوام تأثیر مثبت دارد.

امامقلی‌پور و عاقلی^۲ (۱۳۹۰) در مقاله خود تابع مصرف ایران را با بهره‌گیری از مدل اندو مودیکلیانی و روش ARDL طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۹ تخمین زدند، نتیجه آنکه میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد در ایران بیشتر از میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت است؛ و وضع مالیات، تغییر در نرخ بازده بانک‌ها و نرخ بیمه و... را ابزار خوبی برای تأثیرگذاری بر الگوی مصرفی جامعه ایران معرفی کردند.

رجایی و احمدی^۳ (۱۳۹۱) در مقاله خود تابع مصرف بخش خصوصی را طی سال‌های ۱۳۳۳ تا ۱۳۵۸ با روش همگرایی و یوهانسن و جوسیلیوس تخمین زدند، نتیجه آنکه درآمد حقیقی فعلی و دوره‌های قبل بر مصرف تأثیر هم‌جهت و بهره و قیمت‌ها بر مصرف تأثیر خلاف جهت دارند.

اشرفی‌پور^۴ (۱۳۹۲) تأثیرات سیاست‌های مالی را بر مصرف ایران طی سال‌های ۱۳۵۴ تا ۱۳۸۸ بررسی کرد. تولید واقعی، مخارج دولت، حجم نقدینگی، پرداخت‌های انتقالی دولت تأثیر مثبت بر مصرف و مالیات بر درآمد اشخاص تأثیر منفی بر مصرف داشته‌اند. جلایی و همکاران^۵ (۱۳۹۴) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل فریدمن و مدل دوزنبیری با استفاده از دو ابزار الگوریتم ژنتیک و الگوریتم بهینه‌سازی انبوه ذرات طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۸ تابع مصرف ایران را تخمین زدند. مدل دوزنبیری رفتار مصرفی ایران را بهتر توجیه کرد.

انصاری نسب و تراب^۶ (۱۳۹۴) در مقاله خود تأثیر مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۲ با استفاده از روش ARDL بررسی کردند. نتیجه آنکه مالیات بر درآمد در مقایسه با مالیات بر مصرف تأثیر بیشتری بر مصرف بخش خصوصی داشت.

حسن شاهی^۷ (۱۳۹۸) در مقاله خود با بهره‌گیری از مدل‌های جکسون-اسمیت، فریدمن، براون، دوزنبیری-کوزنتس و هانتاکر-تیلور و روش‌های ARDL و توابع مفصل کلایتون طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵ تابع مصرف را تخمین زد. نتیجه آنکه با افزایش درآمد، مصرف افزایش داشته ولی با کاهش درآمد میزان مصرف کاهش کم‌تری دارد و همچنین مدل هانتاکر-تیلور رفتار مصرفی ایران را بهتر توجیه می‌کند.

منجذب و علیمردانی^۸ (۱۴۰۰) تابع مصرف ایران را طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ با استفاده از مدل فریدمن تخمین زدند. نتیجه آنکه انتظارات تورمی عقلایی و انتظارات تورمی تطبیقی در بلندمدت بر مصرف تأثیر دارد.

فخرحسینی و کاویانی^۹ (۱۴۰۲) تأثیر شوک‌های مالیاتی بر برخی متغیرهای اقتصادی را طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۹ با استفاده از مدل رشد نئوکلاسیک بررسی کردند. نتیجه آنکه کاهش نرخ مالیات بر درآمد سبب افزایش مصرف و افزایش مالیات بر مصرف سبب

¹ Emami & Darbani (2011)

² Emamgholi Pour & Agheli (2011)

³ Rajai & Ahmadi (2012)

⁴ Ashrafi Pour (2013)

⁵ Jalai et al. (2015)

⁶ Ansari Nasab & Torab (2015)

⁷ Hasan Shahi (2019)

⁸ Monjazebe & Alimardani (2021)

⁹ Fakhr Hoesini & Kaviani (2023)

کاهش مصرف می‌شود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

کینز برای اولین بار این رابطه بین مصرف و درآمد را به صورت تئوری بررسی کرد و مدل درآمد مطلق را معرفی کرد. در این تحقیق برای بررسی عوامل موثر بر مصرف در ایران از ۷ مدل زیر استفاده شده است که تمامی مدل‌ها با رگرسیون کوانتایل برآورد شده است:

مدل اول: درآمد مطلق کینز

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

مدل دوم: درآمد نسبی دوزنبری

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 YM_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

مدل سوم: مدل تعدیل یافته دوزنبری

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

مدل چهارم: مدل براون

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 CM_t + \varepsilon_t$$

(۴) مدل پنجم: مدل تعدیل یافته براون

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 CO_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

مدل ششم: نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی و برومبرگ

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_3 MM_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

مدل هفتم: نظریه درآمد دائمی فریدمن

$$CO_t = \beta_0 + \beta_1 YP_t + \beta_3 MM_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

که مدل‌های بالا CO_t مصرف بخش خصوصی، Y_t متغیر درآمد قابل تصرف (با توجه به اینکه درآمد قابل تصرف در ایران محاسبه نمی‌شود، از تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار استفاده شده است)، YM_t بیشترین درآمد دوره‌های قبل (متغیر فوق با مقایسه درآمد با دوره قبلی به دست آمده است. در صورت بیشتر بودن مقدار درآمد دوره فعلی نسبت به دوره قبل همین مقدار ثبت و در صورت کم تر بودن درآمد این دوره نسبت به دوره قبل، درآمد دوره قبل به عنوان بیشترین مقدار ثبت می‌شود)، CM_t بیشترین مصرف دوره‌های قبل (مشابه بیشترین درآمد به دست آمده است)، MM_t نقدینگی حقیقی، YP_t درآمد دائمی است.

درآمد دائمی به صورت زیر محاسبه شده است:

$$YP_t = \lambda Y_t + \lambda(1 - \lambda)Y_{t-1} + \lambda(1 - \lambda)^2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (8)$$

در فرمول بالا λ مؤلفه تطبیق است که مقداری بین صفر و یک دارد. هرچه به صفر نزدیک تر شویم مقدار وزنی که به درآمد موقتی می‌دهیم کمتر است و بیشتر به درآمد واقعی دوره قبلی توجه می‌کنیم. برای به دست آوردن درآمد دائمی مقادیر مختلف $0/7$ ، $0/75$ ، $0/8$ ، $0/85$ ، $0/89$ ، $0/9$ ، $0/95$ ، $0/99$ به λ اختصاص داده شده و رگرسیون تابع مصرف تخمین زده شده است. مقدار λ برابر با $0/7$ بیشترین میزان توضیح‌دهندگی R^2 را داشت از همین رو این میزان برای λ انتخاب شده است.

تمامی متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ هستند و از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده‌اند. لازم به ذکر است که متغیر مجازی برای بررسی تأثیر شیوع کرونا طی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ به مدل‌ها اضافه شده است. از آنجایی که رگرسیون‌های کلاسیک طبق تابع میانگین شرطی، با تخمین زدن میانگین متغیر وابسته برای هر مقدار ثابت متغیرهای مستقل روابط بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را بررسی می‌کنند، و در صورت تمرکز میانگین بر مرکز توزیع، اطلاعات زیادی از دم‌های توزیع فراهم نمی‌کند، از این رو برای بررسی تمام توزیع شرطی مناسب نیست (برادران و همکاران، ۱۳۹۶)؛ اما رگرسیون کوانتایل با ساختن توابع کوانتایل در مناطق مختلف تصویر کامل‌تری از توزیع شرطی ارائه می‌کند. همچنین این روش در مقابل داده‌های پرت قدرتمند است و برای بررسی توزیع خطاهای نامتقارن مناسب است (چادهااری^۱، ۲۰۱۸).

۴- نتایج تجربی و تجزیه و تحلیل اطلاعات

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) نشان داده شده است. آماره جارک-برا نشان می‌دهد متغیر مصرف از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. در نتیجه استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تخمین این متغیر مناسب نیست. در وهله اول بررسی مدل‌ها در شرایطی که مصرف به طرز غیرعادی بالا یا پایین باشد، دلیل استفاده از روش رگرسیون کوانتایل در این تحقیق است؛ و در وهله دوم با توجه به اینکه توزیع متغیر وابسته نرمال نیست، احتمالاً جملات خطای رگرسیون نیز از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.

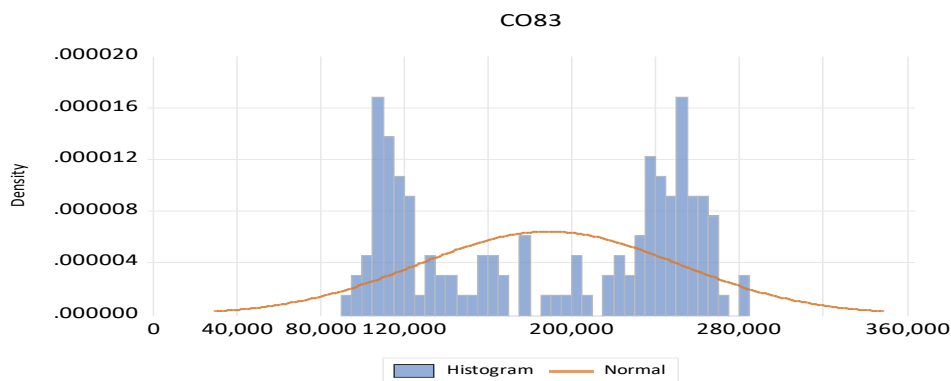
جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

آماره J-B	کشیدگی	چولگی	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	متغیر
۱۵/۱۷ (۰/۰۰۰۵)	۱/۳۶	-۱۵	۶۲۱۷۷/۵	۹۲۰۴۶	۲۸۴۹۳۳/۲	۲۰۴۴۷۳	۱۸۹۰۱/۲ ۰	CO_t
۱۱/۶۲ (۰/۰۰۲۹)	۱/۵۴	-۰/۰۴	۱۲۴۵۴۰/۹	۲۲۳۱۹۴	۶۷۴۶۵۷/۳	۴۲۴۴۶۹	۴۲۰۵۱۷	Y_t
۱/۶۹ (۰/۰۰۴۷)	۱/۸۲	۰/۳۸	۵۱۳۵۲۱/۸	۲۸۴۸۳۲	۲۰۰۱۵۳۲	۸۷۹۷۴۲/۳	۸۷۲۰۰/۳ ۰	MM_t
۱۱/۸۷ (۰/۰۰۲۶)	۱/۵	-۰/۰۷	۱۲۰۹۴۸/۲	۲۳۰۳۴۱/۵	۷/۶۴	۴۵۱۶۰/۳	۴۲۴۱۸/۳ ۸	YP_t
۱۶/۰۷ (۰/۰۰۰۳)	۱/۲۹	-۰/۱۱	۶۳۱۴۹/۳	۹۲۰۴۶	۲۸۴۹۳/۲	۲۰۴۷۳۱	۱۹۵۶۴/۳ ۵	CM_t
۱۲/۳۵ (۰/۰۰۲)	۱/۴۹	۰/۰۲	۱۲۵۲۶۵/۵	۲۲۳۱۹۴	۶۷۴۶۵۷/۳	۴۲۴۴۶۹	۴۳۹۴۱/۸ ۳	YM_t

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال متناظر آزمون جارک برا هستند.

¹ Chowdhury



نمودار (۱): هیستوگرام مصرف

منبع: یافته‌های تحقیق

شکل ظاهری هیستوگرام در نمودار (۱) تقریباً به شکل حرف Ω است و از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند. در ادامه برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۱، فیلپس-پرون^۲، کی پی اس اس^۳ و از آزمون هگی^۴ برای بررسی مانایی فصلی استفاده شده است. برای بررسی مانایی متغیرها در این تحقیق از الگوی عرض از مبدأ و روند استفاده شده است. نتایج در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	سطح			روندزدایی (سطح)		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
CO_t	-۱/۶۲	-۱/۸۶	۰/۱۸**	-۵/۶۹***	-۵/۵۵***	۰/۰۲
Y_t	-۲/۵۳	-۳/۲۸*	۰/۱۳*	-۶/۵۷***	-۶/۶۲***	۰/۰۲
MM_t	-۱/۹۱	-۱/۵۹	۰/۱۳*	-۴/۵۷***	-۳/۵۷**	۰/۰۳
YP_t	-۲/۳۷	-۲/۳۸	۰/۱۴*	-۴/۷۹***	-۴/۹۶***	۰/۰۲
CM_t	-۱/۳۳	-۱/۱۶	۰/۱۷**	-۵/۴۵***	-۴/۱۲***	۰/۰۳
YM_t	-۱/۵۳	-۱/۹۷	۱/۱۴*	-۳/۴۵**	-۳/۴۷**	۰/۰۳

منبع: یافته‌های تحقیق

*، ** و *** معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را به ترتیب نشان می‌دهند.

با توجه به جدول (۲) اکثر متغیرها در سطح ناماننا هستند که با روندزدایی مانا می‌شوند. همچنین با توجه به آزمون ریشه واحد هگی، ریشه واحد فصلی در داده‌های تحقیق وجود ندارد و نتایج آزمون‌های مانایی قبلی معتبر هستند. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق به روش رگرسیون کوانتایل در جدول (۳) گزارش شده است.

^۱ Augmented Dickey-Fuller^۲ Phillips-perron^۳ Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic^۴ HEGY

جدول (۳): نتایج برآورد رگرسیون کوانتایل و OLS

مد ل	متغیر	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹	OLS
۱	β_0	-۶۱۸۲۸۵۵ (-۹/۶)	۱۸*** -۴۳۰۴ (-۶/۸)	-۳۳۹۲*** (-۵/۱)	۱۵۸۲/۸** - (-۲/۴)	۷۶/۴ (۰/۱)	۱۲۶۵/۸* (۱/۷)	۲۵۵۶/۳*** (۳/۵)	۸۰۴۷/۶*** (۵/۹)	۷۶۰۴/۷*** (۷/۷)	۴۸/۴۷ (۰/۹۳)
	Y_t	۰/۱۷*** (۳/۷)	۰/۱۴*** (۲/۹)	۰/۱۵*** (۳)	۰/۱۵*** (۳)	۰/۱۸*** (۳/۸)	۰/۱۹*** (۵)	۰/۲۱*** (۶/۳)	۰/۲*** (۵/۶)	۰/۱۸*** (۴/۵)	۱۹*** (۲/۶)
	d	-۷۲۷۳/۹** (-۲/۳)	-۶۶۴۶/۱* (-۱/۸)	-۴۱۸۸/۳ (-۱/۴)	-۴۷۱۹/۱* (-۱/۸)	۴۱۷۰/۲** - (-۲)	-۴۰۲۳** (-۱/۹)	-۳۷۳۸* (-۱/۷)	۶۲۰۰۲/۹** (-۳/۱)-	-۷۸۵۸/۵*** (-۴/۱)	۵۲۹۱/۳*** - (-۳)
۲	β_0	-۶۱۹۶/۴*** (-۹/۶)	۱۸*** -۴۲۷۳ (-۶/۷)	-۳۴۳۶/۴*** (-۵/۲)	۱۶۵۲/۲** - (-۲/۴)	-۷۶/۷ (-۰/۱)	۱۳۹۵* (۱/۹)	۱*** ۲۷۳۰ (۳/۶)	۵۳۹۹/۵*** (۵/۴)	۷۱۲۹/۵*** (۸/۶)	۴۴۳/۷ (۰/۸)
	Y_t	۰/۱۳** (۲/۴)	۰/۱۵*** (۲/۸)	۰/۱۵*** (۲/۸)	۰/۱۳** (۲/۴)	۰/۱۷*** (۳/۵)	۰/۱۵*** (۳/۱)	۰/۱۶*** (۳/۳)	۰/۱۵** (۲/۱)	۰/۱۱* (۱/۸)	۰/۱۵*** (۴/۳)
	YM_t	۰/۰۷ (۰/۶)	-۰/۰۳ (-۰/۳)	-۰/۰۰۶ (-۰/۰۵)	۰/۰۶ (۰/۶)	۰/۰۳ (۰/۳)	۰/۰۸ (۱)	۰/۱۲ (۱/۵)	۰/۱۲ (۰/۸)	۰/۲۱*** (۳/۵)	۰/۱* (۱/۸)
	d	-۶۴۵۷/۹** (-۲/۲)	-۶۲۷۲/۶* (-۱/۸)	-۴۲۵۷/۳ (-۱/۴)	-۳۸۶۷/۸ (-۱/۵)	-۳۸۲۲/۷* (-۱/۷)	-۳۹۶۸/۶* (-۱/۸)	-۴۷۹۸** (-۲/۴)	-۴۴۱۱/۴ (-۱/۲)	-۴۳۸۶/۲* (-۱/۷)	۴۸۴۴/۷*** (-۲/۷)-
۳	β_0	-۵۶۳۲/۳*** (-۹/۱)	۱۵*** -۴۲۸۴ (-۶/۷)	-۳۳۴۱/۳*** (-۵/۱)	۱۵۴۶/۷*** - (-۲/۳)	۱۷۰/۲ (۰/۳)	۱۵۳۳۸ (۲)	۱۸*** ۲۹۳۱ (۴)	۵۱۹۰/۹*** (۶/۳)	۷۳۳۷/۳*** (۸۸۴/۴)	۵۱۷/۸ (۱)
	Y_t	۰/۱۴** (۲/۲)	۰/۱۴** (۲)	۰/۱۴** (۲)	۰/۱۳* (۱/۹)	۰/۱۶*** (۲/۸)	۰/۱۴*** (۲/۶)	۰/۲*** (۵/۳)	۰/۱۷*** (۶/۶)	۰/۱۸*** (۵/۲)	۰/۱۵*** (۴/۶)
	Y_{t-1}	۰/۰۴ (۰/۷)	۰/۰۰۳ (۰/۰۵)	۰/۰۰۵ (۰/۰۸)	۰/۰۲ (۰/۵)	۰/۰۳ (۰/۶)	۰/۰۸ (۱/۵)	۰/۰۶* (۱/۸)	۰/۰۷** (۱/۹)	۰/۱*** (۳/۴)	۰/۰۶* (۱/۸)
	d	-۷۲۹۸/۲** (-۲/۴)	-۶۶۱۵/۸* (-۱/۷)	-۴۳۲۱/۸ (-۱/۵)	-۴۸۸۶/۲* (-۱/۸)	-۳۴۵۶/۱* (-۱/۶)	-۳۶۸۶/۳* (-۱/۸)	۴۵۹۹/۷*** - (-۲/۴)	-۵۴۰۲/۱*** (-۲/۸)	-۶۱۱۷/۵*** (-۳/۳)	۴۹۱۲/۷*** (-۲/۷)
۴	β_0	-۵۳۶۳/۵*** (-۸/۱)	۱*** -۳۲۵۲ (-۵/۴)	-۱۹۰۷/۵*** (-۳/۹)	-۸۵۹/۵* (-۱/۷)	-۱۶۱/۱ (-۰/۳)	۸۵۱/۲ (۱/۵)	۱۳*** ۲۰۴ (۳/۵)	۳۷۴۸/۱*** (۵/۷)	۱۲۶/۸۲*** (۶/۵)	۳۴۴/۳ (۰/۷)

	Y_t	0.14^{***} (۳/۹)	0.11^{**} (۲/۶)	0.1^{***} (۲/۷)	0.07^{**} (۲)	0.08^{**} (۲/۱)	0.11^{***} (۲/۷)	0.13^{***} (۳)	0.13^{***} (۳/۱)	11^{***} (۳)	0.12^{***} (۴/۲)
	CO_{t-1}	38^{**} (۲/۵)	0.54^{***} (۵/۲)	0.45^{***} (۴/۶)	0.51^{***} (۵/۴)	0.47^{***} (۵/۱)	0.51^{***} (۵/۷)	0.5^{***} (۵)	0.57^{***} (۴/۶)	0.57^{***} (۳/۶)	0.5^{***} (۶/۷)
	d	$1330.7/1^{**}$ - (-۲/۵)	$-8557/8$ (-۰/۸)	$-4923/8^*$ (-۱/۹)	$60.37/5^{**}$ - (-۲/۴)	$6870/5^{***}$ - (-۲/۷)	$6985/9^{***}$ - (-۳/۲)	$-3784/8$ (-۱/۵)	$-6092/1$ (-۰/۹)	$-9001/3^{***}$ (-۴/۲)	$6770/7^{***}$ - (-۲/۷)
	$d * Y_t$	-0.19 (-۱)	0.09 (۰/۲۵)	0.29^{***} (۲/۶)	0.3^{***} (۲/۸)	0.28^{**} (۲/۳)	0.3^{***} (۲/۹)	0.12 (۰/۴)	0.1 (۰/۴)	0.1 (۰/۵)	0.17 (۱/۳)
	$d * CO_t$	-0.16^{***} (-۴/۲)	-0.16^{***} (-۳/۴)	-0.19^{**} (-۲/۲)	-0.13^{***} (-۳/۳)	-1^{***} (-۴)	-1^{***} (-۴/۵)	-0.6 (-۱)	-0.9 (-۰/۴)	$-1/2^{***}$ (-۳/۶)	-0.19^{***} (-۳/۷)
۵	β_0	$-5468/9^{***}$ (-۷/۵)	9^{***} -3417 (-۴/۶)	$-1777/9^{***}$ (-۲/۷)	$-374/8$ (-۰/۶)	525.3 (۰.۹)	7^{***} 1724 (۳/۴)	2673^{***} (۵/۴)	$3641/3^{***}$ (۷/۵)	$6281/8^{***}$ (۶/۷)	$380/3$ (۰/۸)
	Y_t	0.17^{***} (۳/۷)	0.13^{***} (۳/۴)	0.14^{***} (۴/۴)	0.13^{***} (۴/۱)	0.11^{***} (۳/۶)	0.09^{***} (۳/۲)	0.09^{***} (۳/۱)	0.12^{***} (۳/۵)	0.05 (۱/۱)	0.13^{***} (۵)
	CM_t	0.4 (۱/۶)	0.58^{**} (۲/۲)	0.76^{***} (۴/۱)	0.86^{***} (۶/۵)	0.89^{***} (۶/۸)	0.99^{***} (۹/۳)	1^{***} (۹/۷)	0.99^{***} (۱۰)	1^{***} (۶/۵)	0.87^{***} (۸/۲)
	d	$-9546/4$ (-۰/۹)	$10441/5^*$ - (-۱/۸)	$-9053/6^{***}$ (-۲/۱)	-1070.9 (-۲/۳)	$-6037/5^*$ (-۱/۷)	$-6655/5^{**}$ (-۲/۳)	$-6610/5^{**}$ (-۲/۴)	$-7263/3^{***}$ (-۳/۲)	$-903/1$ (-۰/۲)	$7038/5^{***}$ - (-۳/۲)
	$d * CM_t$	-0.98 (-۰/۱۵)	$-2/9^{**}$ (-۲/۱)	$-2/2^*$ (-۱/۹)	$-2/6^{**}$ (-۲/۱)	$-1/3$ (-۱/۳۹)	$-1/3$ (-۱/۶)	$-1/6^{**}$ (-۲/۳)	$-1/6^{**}$ (-۲/۷)	0.08 (۰/۰۸)	$-1/4^*$ (-۱/۷)
۶	β_0	$-5171/1^{***}$ (-۸/۹)	15^{***} -3972 (-۶/۵)	$-2850/4^{***}$ (-۴/۶)	$1627/3^{***}$ - (-۲/۶)	$-89/4$ (-۰/۱)	$1052/8$ (۱/۶)	18^{***} 2745 (۳/۹)	$4283/7^{**}$ (۵/۶)	$7411/8^{***}$ (۷/۲)	$416/8$ (۰/۸)
	Y_t	0.11^{**} (۲/۲)	0.1^{**} (۲)	0.1^{**} (۲/۱)	0.1^{**} (۲)	0.06 (۱/۳)	0.09^* (۱/۸)	0.1^* (۱/۶)	0.14^{***} (۲/۶)	0.17^{***} (۴/۴)	0.13^{***} (۴/۲)
	MM_t	0.02^* (۱/۸)	0.02^{**} (۲/۵)	0.03^{***} (۴/۲)	0.03^{***} (۳/۵)	0.03^{***} (۳/۹)	0.03^{***} (۳)	0.02^{**} (۲/۵)	0.02^{**} (۲/۲)	0.03^{***} (۲/۸)	0.02^{***} (۳/۷)
	d	$-5579/2$ (-۱/۵)	$-5709/6$ (-۲/۲)	$-2719/6$ (-۱/۲)	$-2863/1$ (-۱/۳)	$-4669/8^{**}$ (-۲/۱)	$-3320/9^*$ (-۱/۷)	-4200^{**} (-۲۲.۲/۲)	$-4624/9^{**}$ (-۲/۳)	$-5106/4$ (-۱/۶)	$4550/3^{***}$ - (-۲/۶)

۷	β_0	-۵۵۱۷/۴*** (-۷/۵)	۳۸۷۶/۷*** - (-۶/۳)	-۲۶۹۰/۳*** (-۴/۵)	-۱۰۸۵/۹* (-۱/۷)	۱۷۷/۶ (۰/۲)	۱۱۱۲/۶* (۱/۷)	۳*** ۲۸۸۳ (۴)	۴۳۴۶/۶*** (۵/۵)	۷۳۷۸/۸*** (۷/۲)	۵۵۹/۱ (۱/۱)
	YP_t	۰/۶/۱۶** (۲/۱)	۰/۰/۹ (۱/۲)	۰/۰/۸ (۱/۳)	۰/۰/۱۱* (۱/۹)	۰/۰/۸ (۱/۴)	۰/۰/۸ (۱/۳)	۰/۱/۱۳* (۱/۶)	۰/۱/۱۶** (۲/۱)	۰/۲/۲۵*** (۴/۵)	۰/۱/۱۶*** (۳/۹)
	MM_t	۰/۰/۲* (۱/۹)	۰/۰/۳*** (۳/۶)	۰/۰/۳*** (۳/۹)	۰/۰/۳*** (۳/۳)	۰/۰/۳*** (۳/۴)	۰/۰/۳*** (۲/۸)	۰/۰/۳*** (۲/۲)	۰/۰/۳* (۱/۹)	۰/۰/۳*** (۲/۳)	۰/۰/۲*** (۳/۳)
	d	-۴۶۷۴/۴ (-۱/۲)	-۵۴۸۷/۳ (-۱/۴)	-۳۵۸۱/۲ (-۱/۳)	-۳۶۱۱/۹* (-۱/۷)	۴۳۹۱/۵** - (-۲/۱)	-۲۸۸۵/۴ (۱/۴)	۴۳۵۷/۷** - (-۲/۴)	-۵۰۶۵/۹*** (-۲/۹)	-۵۵۰۲/۴*** (-۲/۷)	۴۵۰۹/۹*** (-۲/۶)

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر داخل پرانتز آماره t متناظر هر متغیر هستند.

*** و ** و * معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را به ترتیب نشان می‌دهند.

نتایج خوبی برازش مدل در جدول (۴) آورده شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود مدل چهارم (مدل براون) برای اقتصاد ایران از بیشترین میزان توضیح‌دهندگی برخوردار است. مدل براون شکل توسعه‌یافته نظریه دوزنبیری است. در این مدل مصرف وابسته به درآمد فعلی و حداکثر مصرف دوره‌های قبل است.

جدول (۴): جدول مقادیر R^2 و pseudo R^2

مدل	R^2 و pseudo R^2	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶	۰/۷	۰/۸	۰/۹	OLS
۱	R^2	۰/۲۴	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۱۳
	pseudo R^2	۰/۲۲	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۵	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۳
۲	R^2	۰/۲۴	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۲	۰/۲۴	۰/۳۳
	pseudo R^2	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۳۱
۳	R^2	۰/۲۳	۰/۱۷	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۳۳
	pseudo R^2	۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۲	۰/۲۱	۰/۳۱
۴	R^2	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۲۸	۰/۳	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۵
	pseudo R^2	۰/۳	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۲۹	۰/۳	۰/۴۸
۵	R^2	۰/۲۹	۰/۲۳	۰/۲۵	۰/۲۸	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۴۵	۰/۵۵
	pseudo R^2	۰/۲۷	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۲۳	۰/۳۳	۰/۳۷	۰/۴	۰/۴۳	۰/۵۴
۶	R^2	۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۸
	pseudo R^2	۰/۲۵	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۲	۰/۳۶
۷	R^2	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۳۸
	pseudo R^2	۰/۲۵	۰/۲۰	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۳۶

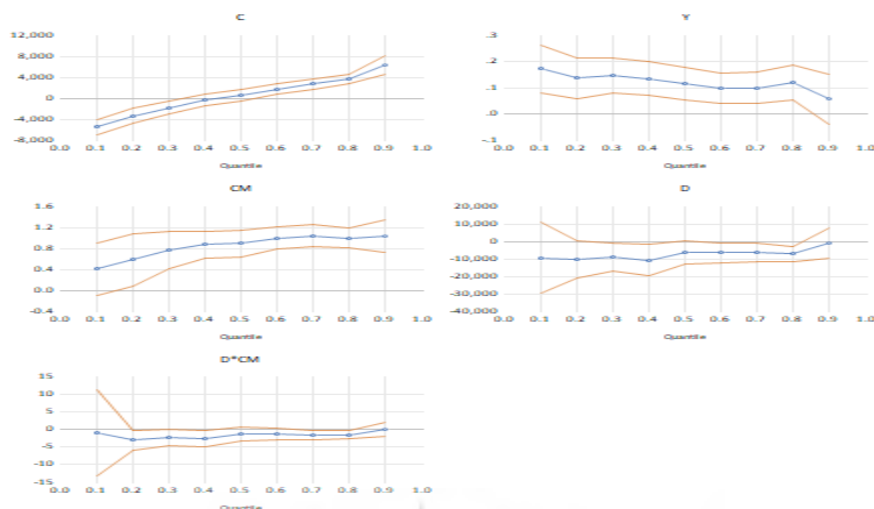
منبع: یافته‌های تحقیق

ضرایب مدل چهارم در نمودار (۲) ارائه شده است. ضرایب متغیر درآمد فقط در کوانتایل آخر معنادار نیستند؛ از کوانتایل اول به دوم کاهش و از دوم به سوم افزایش داشته و در ادامه، تا کوانتایل هفتم کاهش داشته‌اند؛ از کوانتایل هفتم به هشتم افزایش و در کوانتایل

آخر کاهش یافته‌اند. با افزایش میزان مصرف در ایران تأثیرگذاری میزان درآمد بر مصرف کاهش یافته است؛ به صورتی که در کوانتایل اول به ازای افزایش یک میلیارد ریالی درآمد، مصرف به میزان ۰/۱۷ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. تأثیر درآمد در کوانتایل‌های اول بیشتر است (سمت چپ نمودار)، کوانتایل اول بیشترین تأثیر بر مصرف و کوانتایل ششم کمترین تأثیر معنادار را بر مصرف دارد. با توجه به اینکه تأثیر درآمد در کوانتایل‌های اول بیشتر است، سیاست‌های افزایش درآمد برای کوانتایل‌هایی که مصرف مقادیر کم‌تری دارد توصیه می‌شود، در نتیجه افزایش درآمد کوانتایل‌های اولیه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصاد خواهد داشت. کم‌تر شدن ضریب درآمد در کوانتایل‌های بالاتر، بیانگر این است که در صورت تغییر درآمد مصرف کم‌تر تغییر می‌کند؛ در نتیجه پیشنهاد می‌شود در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی عواملی مانند وضع مالیات بر درآمد، تعیین پایه حقوق و... در نظر گرفته شود. ضریب درآمد که به روش OLS برآورد شده است با ضرایب کوانتایل‌های دوم و چهارم برابر است.

ضرایب متغیر حداکثر مصرف دوره‌های قبل فقط در کوانتایل اول معنادار نیستند، از کوانتایل اول تا هفتم روند صعودی و از هفتم به هشتم کاهش داشته‌اند؛ و در کوانتایل آخر افزایش یافته‌اند. در صورت افزایش یک میلیارد ریالی حداکثر مصرف در کوانتایل دوم مصرف ۰/۵۸ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. با افزایش میزان مصرف تأثیر حداکثر مصرف دوره‌های قبل بر مصرف افزایش یافته است. بیشترین میزان تأثیر حداکثر مصرف بر مصرف در کوانتایل هفتم و کمترین میزان تأثیر معنادار در کوانتایل دوم است، در نتیجه تأثیر حداکثر مصرف در کوانتایل‌های آخر یا سمت راست نمودار بیشتر است. پس هرچه مصرف بالاتر باشد تداوم عادت بیشتر است، و در کوانتایل‌های پایین‌تر که میزان مصرف کم‌تر است تأثیر تداوم عادت کم‌تر است. در کوانتایل‌های اولیه انعطاف بیشتری در تغییر میزان مصرف وجود دارد. معنادار شدن این ضرایب و توضیح‌دهندگی بهینه گواه بر صدق مدل تداوم عادت برای اقتصاد ایران هستند. در نتیجه توصیه می‌شود وجود تداوم عادت در رفتار مصرفی مصرف‌کنندگان برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و مالی بررسی شود. به‌عنوان مثال دولت می‌تواند کالاهای اساسی، مکمل و لوکس مورد استفاده مصرف‌کنندگان را شناسایی کند؛ و با کنترل قیمت و وضع مالیات بر کالاها، تخصیص یارانه به کالا و کنترل قیمت واردات و گمرک بر اساس عادات مصرفی مردم، رفتار مصرفی جامعه را کنترل کند. ضریب OLS به ضریب کوانتایل میانه (کوانتایل پنجم) نزدیک است.

ضرایب متغیر مجازی کرونا فقط در دو کوانتایل اول و آخر معنادار نیست، در مابقی کوانتایل‌ها بر مصرف تأثیر منفی و معنادار دارد. بیشترین تأثیر در کوانتایل چهارم و کمترین تأثیر معنادار در کوانتایل پنجم است. از آنجایی که ضریب کوانتایل دوم به میزان ۱۰۴۴۱/۵- واحد از کوانتایل هشتم (آخرین کوانتایل معنادار) به میزان ۷۲۶۳/۳- واحد بیشتر است، پس تأثیر متغیر مجازی در سمت چپ نمودار بیشتر است. تأثیر این متغیر همچنین در متغیر حداکثر مصرف در کوانتایل‌های دوم تا چهارم و هفتم و هشتم معنادار و منفی است. بیشترین کوانتایل معنادار کوانتایل دوم و کمترین هشتم است، در نتیجه تأثیر این متغیر در سمت چپ توزیع بیشتر است. تأثیر متغیر مجازی هم در شیب (فقط یکی از متغیرها) و هم در عرض از مبدأ معنادار شده است.



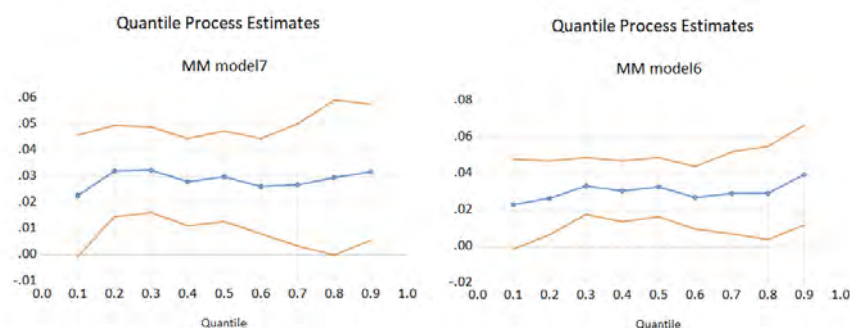
نمودار (۲): ضرایب مدل چهارم (براون) تواتر فصلی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار افقی بیانگر کوانتایل و نمودار عمودی بیانگر مقدار ضریب است.

متغیر ثروت در دو مدل ششم (مدل چرخه زندگی مودیگیلیانی و پرومبرگ) و هفتم (مدل درآمد دائمی فریدمن) موجود است، که از لحاظ توضیح‌دهندگی یکسان هستند. به این صورت که در اکثر کوانتایل‌ها میزان $\text{pseudo } R^2$ برابر دارند. تنها در کوانتایل اول و آخر به میزان ناچیز ۰.۰۱ درصد تفاوت دارند. همچنین میزان R^2 محاسبه‌شده به روش OLS برای این دو مدل یکسان است. ضرایب متغیر ثروت در مدل ششم در تمام کوانتایل‌ها تأثیری مثبت و معنادار بر مصرف دارند. در سه کوانتایل اول روند صعودی، در کوانتایل چهارم کاهش، در کوانتایل پنجم افزایش و در کوانتایل ششم کاهش می‌یابند. سپس تا کوانتایل آخر روند افزایشی دارند. در صورت افزایش یک میلیارد ریالی ثروت در کوانتایل اول مصرف به میزان ۰/۰۲ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. بیشترین تأثیر ثروت بر مصرف در کوانتایل آخر و کمترین میزان در کوانتایل اول است. در نتیجه ثروت در سمت راست نمودار تأثیر بیشتری بر مصرف دارد. ضرایب متغیر ثروت در مدل هفتم نیز در تمامی کوانتایل‌ها معنادار و مثبت است. در صورت افزایش یک میلیارد ریالی ثروت در کوانتایل اول مصرف به میزان ۰/۰۲ میلیارد ریال افزایش می‌یابد. ثروت در سه کوانتایل اول روند صعودی داشته، سپس در کوانتایل چهارم کاهش، در کوانتایل پنجم افزایش و در کوانتایل ششم کاهش یافته است و از کوانتایل ششم تا نهم افزایش داشته است. بیشترین میزان تأثیر ثروت بر مصرف در کوانتایل سوم و کمترین در کوانتایل اول است؛ با توجه به اینکه ضریب کوانتایل آخر از کوانتایل اول بیشتر است، در نتیجه تأثیر ثروت بر مصرف در سمت راست نمودار بیشتر است.

در این تحقیق نقدینگی حقیقی به‌عنوان متغیر ثروت در نظر گرفته شده است، از این رو رشد نقدینگی بر مصرف تأثیر مثبت و افزایش قیمت‌ها تأثیر منفی دارد. برای سیاست‌گذاری‌ها کنترل قیمت‌ها و حجم نقدینگی می‌تواند بر مصرف تأثیرگذار باشد. نمودار (۳) ضریب متغیر ثروت را در مدل ششم و هفتم نشان می‌دهد.



نمودار (۳): متغیر ثروت در مدل‌های ششم و هفتم فصلی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار افقی بیانگر کوانتایل و نمودار عمودی بیانگر مقدار ضریب است.

طبق نتایج جدول (۵) و بر اساس آزمون والد^۱ در کوانتایل چهارم و پنجم، هشتم و نهم متغیر مجازی و تأثیر متغیر مجازی بر حداکثر مصرف در سطح ده درصد معنادار هستند و درآمد در کوانتایل هشتم و نهم در سطح ده درصد معنادار است. در موارد ذکر شده فرض صفر مبنی بر برابر بودن شیب در کوانتایل‌ها رد می‌شود. آماره والد برای مدل چهارم معنادار نیست و لذا شیب‌ها در کوانتایل‌ها برابر هستند.

جدول (۵): نتایج آزمون برابری شیب‌ها

مدل	آزمون برابری شیب‌ها		
	آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
مدل ۴	۳۹/۲۷	۳۲	۰/۱۷۳۲
کوانتایل	متغیر	Restr. Value	احتمال
۰/۰،۲/۱	Y_t	۰/۰۳	۰/۳۳۵۵
	CM_t	-۰/۱۷	۰/۳۸۹۱
	d	۸۹۵/۱	۰/۹۲۰۹
	$d * CM_t$	۲	۰/۷۲۲۷
۰/۰،۳/۲	Y_t	-۰/۰۰۹	۰/۷۳۲۸
	CM_t	-۰/۱۷	۰/۲۸۲۳
	d	-۱۳۸۷/۸	۰/۶۹۶۹
	$d * CM_t$	-۰/۷۱	۰/۴۵۴۹
۰/۰،۴/۳	Y_t	۰/۰۱	۰/۶۰۶۶
	CM_t	-۰/۱	۰/۳۳۱۳
	d	۱۶۵۵/۶	۰/۵۱۹۴
	$d * CM_t$	۰/۳۵	۰/۶۴۲۹

^۱ Wald

۰/۰،۵/۴	Y_t	۰/۰۲	۰/۲۷۸۸
	CM_t	-۰/۰۲	۰/۷۱۸۳
	d	-۴۶۷۳/۶°	۰/۷۴
	$d * CM_t$	-۱/۲°	۰/۸۷۳
۰/۰،۶/۵	Y_t	۰/۰۱	۰/۳۴۷۸
	CM_t	-۰/۰۹	۰/۱۹۱۶
	d	۶۱۹/۸	۰/۷۵۲۸
	$d * CM_t$	-۰/۰۰۲	۰/۹۹۶۳
۰/۰،۷/۶	Y_t	-۰/۰۰۲	۰/۸۸۱
	CM_t	-۰/۰۴	۰/۵۰۵۳
	d	-۴۵	۰/۹۷۹۷
	$d * CM_t$	۰/۲	۰/۵۶۳۷
۰/۰،۸/۷	Y_t	-۰/۰۲	۰/۳۵۳۹
	CM_t	۰/۰۴	۰/۵۵۰۸
	d	۶۵۲/۸	۰/۷۱۱
	$d * CM_t$	-۰/۰۶	۰/۸۹۰۸
۰/۹،۰/۸	Y_t	۰/۰۶°	۰/۰۹۴۱
	CM_t	-۰/۰۲	۰/۸۰۰۶
	d	-۶۳۶۰/۲°	۰/۰۶۵۳
	$d * CM_t$	-۱/۷°	۰/۰۲۳۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون تقارن ضرایب در خصوص مدل ۴ در جدول (۶) آورده شده است. آماره آزمون والد برای تقارن ضرایب مدل چهارم معنادار نیست؛ و فرضیه صفر مبنی بر تقارن ضرایب در کوانتایل‌ها رد نمی‌شود. در نتیجه ضرایب در کوانتایل‌ها متقارن هستند و تفاوت چشمگیری ندارند. تنها متغیر مجازی در کوانتایل چهارم و ششم در سطح ۱۰ درصد معنادار است.

جدول (۶): نتایج آزمون تقارن ضرایب

	آماره کای دو	درجه آزادی	احتمال
مدل ۴	۱۰/۷۷	۲۰	۰/۹۵۱۸
کوانتایل	متغیر	Restr. Value	احتمال
۰/۰،۹/۱	β_0	-۲۳۷/۷	۰/۸۴۹۲
	Y_t	-۷/۰۲۹	۰/۹۹۹۲
	CM_t	-۰/۳	۲۴۲۴
	d	۱۶۲۱/۷	۰/۸۸۴۴
	$d * CM_t$	۱/۹	۰/۷۵۰۵

۰/۰،۸/۲	β_0	-۸۲۶/۸	۰/۳۶۴۶
	Y_t	۰/۰۲	۰/۵۷۸۹
	CM_t	-۰/۲	۰/۴۰۰۱
	d	-۵۶۳۳/۵	۰/۳۴۲۹
	$d * CM_t$	-۱/۸	۰/۲۸۲۶
۰/۰،۷/۳	β_0	-۱۵۵/۵	۰/۸۲۷۰
	Y_t	۰/۰۱	۰/۶۶۵۲
	CM_t	۰/۰۰۷	۰/۹۶۴۵
	d	-۳۵۹۲/۸	۰/۴۱۳۷
	$d * CM_t$	-۱/۱	۰/۳۶۵۲
۰/۰،۶/۴	β_0	۲۹۹/۱	۰/۵۴۳۵
	Y_t	۰/۰۰۳	۰/۸۹۱۱
	CM_t	۰/۰۷	۰/۵۵۴۴
	d	-۵۲۹۳/۵*	۰/۹۶۸
	$d * CM_t$	-۱/۲	۰/۱۸۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج این آزمون می‌توان خطی بودن تأثیر درآمد و مصرف دوره‌های قبل بر مصرف را پذیرفت و در سیاست‌گذاری‌ها از آن استفاده کرد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به بررسی تأثیر درآمد و ثروت بر مصرف به روش رگرسیون کوانتایل، در طی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۴۰۱ پرداخته شد. در این راستا از متغیرهای مصرف بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی به قیمت بازار و نقدینگی تمامی متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است. برآورد مدل‌ها توسط رگرسیون کوانتایل حاکی از آن بود که متغیر درآمد در سمت چپ توزیع تأثیر بیشتری بر مصرف دارد؛ و متغیر ثروت در سمت راست توزیع تأثیر بیشتری بر مصرف دارد. در میان مدل‌های بررسی شده مدل براون برای اقتصاد ایران صدق می‌کند، و بیانگر وجود تداوم عادت در رفتار مصرفی ایران است. بر اساس این مدل مصرف وابسته به درآمد فعلی و حداکثر مصرف دوره‌های قبل است. این نتیجه با نتیجه مقاله منجذب (۱۳۷۵) همسو است. از این لحاظ که تأثیر درآمد بر مصرف بیشتر از تأثیر ثروت بر مصرف است با مقاله‌های قلیزاده و همکاران (۲۰۲۲) و جوادی و سوسا (۲۰۱۴) سازگار است.

متغیر درآمد فعلی که در تمام مدل‌ها به‌جز مدل هفتم (فریدمن) که درآمد دائمی است، تخمین خورده است و ضرایب متغیر درآمد فعلی در تمامی مدل‌ها مثبت و معنادار بوده است. از این‌رو افزایش درآمد و کاهش مالیات بر درآمد، می‌تواند در افزایش مصرف و در نتیجه رشد اقتصاد مفید باشد. همچنین در دو مدل ششم (مودیگلیانی) و هفتم (فریدمن) تأثیر متغیر ثروت بر مصرف بررسی شد و این متغیر مثبت و معنادار بود. در این تحقیق از نقدینگی به‌عنوان جایگزین ثروت استفاده شده است. از این‌رو کنترل میزان نقدینگی

و کاهش قیمت‌ها بر رشد مصرف تأثیر مثبت دارند. در مدل دوم و سوم (دوزنبری) تأثیر درآمد دوره‌های قبل نیز بر مصرف بررسی شد، این تأثیر مثبت و معنادار بود. اگرچه تأثیر مصرف دوره‌های قبل بیشتر و این مدل (براون) قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برای اقتصاد ایران داشت.

نتایج این تحقیق نشان می‌دهند که درآمد و ثروت بر مصرف تأثیر مثبت و معناداری دارند، اما وجود تقارن بین کوانتایل‌ها حاکی از برابر بودن میزان این تأثیرات در کوانتایل‌های مختلف است، از همین رو دولت می‌تواند بدون توجه به کوانتایل (دهک)‌های مختلف اقتصادی به استفاده از درآمد و نقدینگی برای سیاست‌گذاری‌های خود بپردازد. با توجه به اینکه مدل تداوم عادت برای ایران صدق می‌کند، پیشنهاد می‌شود دولت با شناخت رفتارهای مصرفی مصرف‌کنندگان، از این قبیل که چه کالاهایی ضروری، چه کالاهایی لوکس، کالاهای مکمل و بیشترین میزان استفاده از چه کالا و... را بررسی کند؛ با کنترل قیمت و وضع مالیات بر اقلام مختلف کالاها می‌تواند رفتار مصرفی جامعه را کنترل و بر رشد اقتصاد تأثیر مثبت داشته باشد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.



فهرست منابع

1. Adanu, K. (2005). A cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37(5), 561-570.
2. Ahmad, M., Teshkini, A., & Souri, A. (2008). Estimation of the consumption function of the private sector in Iran's economy. *The journal of Economic research*, 8(1), 15-39 (In Persian).
3. Algaed, A. H. (2017). The Effects of Asymmetric Oil Price Shocks on the Saudi Consumption: An Empirical Investigations. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(1), 99-107.
4. Alimi, R. S. (2015). Estimating consumption function under permanent income hypothesis: a comparison between Nigeria and South Africa.
5. Ansari Nasab, M., & Torabi, F. (2015). Study the Effects of Consumption Tax and Income Tax in Long-Time and Short-Time on the Private Sector Consumption in Iran Economy. *Quarterly journal of fiscal and economic policies*, 12(3), 57-78 (In Persian).
6. Ashakah, F. O. (2019). The determinants of aggregate consumption expenditure: empirical evidence from Nigeria. *International Journal of Research in Social Sciences*, 9(4), 1-16.
7. Asrafi, M.A. (2013). Effects of financial policies on private sector consumption in Iran. *Economics Journal*, 145(13), 51-72 (In Persian).
8. Bamikole, O. (2013). The Habit Persistence Hypothesis: Empirical Evidence from Jamaica.
9. Baradaran Khanian, Z., Asgharpour, H., Panahi, H., & Kazaruni, A. R. (2016). The Asymmetric Effect of Inflation on Budget Deficit in Iran: Quantile Regression Approach. *Applied Economics Theories*, 4(3), 169-194 (In Persian).
10. Chowdhury, M. H. (2018). *Quantile Regression Approach for Analyzing Gene Expression Data*. The University of Regina (Canada).
11. Dajcman, S. (2018). The long-run determinants of consumption in the Euro Area: is there a role for uncertainty?. *Ekonomický časopis*, 66(10), 969-986.
12. Daka, L., Fandamu, H., & Sumbye, K. Estimation of the consumption function under the permanent income hypothesis: Evidence from Zambia.
13. Duesenberry, J. S. (1962). *Income, saving and the theory of consumer behavior*. Harvard University Press.
14. Emamgholi Pour, K., & Agheli, L. (2013). Impact of Wealth on the Consumption of Private Sector in Iran. *Quarterly journal of economic modeling*, 6 (18), 61-81 (In Persian).
15. Emami, K., & Darbani, S. (2013). The factors that influence the expenditure of consuming non-durable goods in the economy of Iran. *The journal of Economic modeling*, 5(2(consecutive 14)), 91-110 (In Persian).
16. Fakhrai, S., & Mansouri, S., (2008). Estimating longrun consumption function using ARDL cointegration method and measurement shortrun consumption function in Iran. *Journal of Quantitative economics*, 5 (2(consecutive 17)), 23-38 (In Persian).
17. Fakhri Hoseini, S. F., & Kaviani, M. (2023). Tax rate effect on economic variables selected in general policies of resistance economy framework. *A quarterly journal of the macro and strategic policies*, 11(42), 272-301 (In Persian).
18. Friedman, M. (2018). Theory of the consumption function.
19. Hasanahahi, m. (2019). Empirical test of consumer theory of Brown, Duesenberry, Hantakkr and Taylor, Jackson-Smith, Kuznets and Friedman in Iran. *The journal of Macroeconomics research Letter (MRL)*, 27(14), 65-88 (In Persian).
20. Jalaei, A., Qasemi, A., & Satari, A. (2015). Stimulating consumption function and forecasting Iran's consumption until 1404 horizon using generic and particle swarm optimization algorithm. *Journal of sustainable growth and development (The economic research)*, 15(2), 27-47 (In Persian).
21. Jawadi, F., & Sousa, R. M. (2014). The relationship between consumption and wealth: A quantile regression approach. *Revue d'économie politique*, 124(4), 639-652.
22. Gholizadeh, A. A., Ghasemi, A., & Khaksar, M. (2022). The Effect of Housing Assets on Private Sector Consumer Expenditure in Iran. *International Journal of New Political Economy*, 3(2).
23. Habanabakize, T. (2021). Determining the household consumption expenditure's resilience towards petrol price, disposable income and exchange rate volatilities. *Economies*, 9(2), 87.
24. Hirschman, A. O., & Rothschild, M. (1973). The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: With a mathematical appendix. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(4), 544-566.

25. Jore¹, S., & Chowdhary, R. Income and Consumption Relationship in India: An ARDL Model Approach.
26. Khan, K., Wotto, M., & Liaqat, S. (2020). AN ESSAY ON CONSUMPTION HYPOTHESES: EVIDENCE FROM PAKISTAN. *Pakistan Journal of Humanities and Social Sciences Research*, 3(01), 23-32.
27. Kelikume, I., Alabi, F., & Anetor, F. (2017). Nigeria consumption function—an empirical test of the permanent income hypothesis. *Journal of Global Economics, Management and Business Research*, 9(1), 17-24.
28. Keynes, J. M. (1937). The general theory of employment. *The quarterly journal of economics*, 51(2), 209-223.
29. Leszkiewicz-Kędzior, K., & Welfe, W. (2012). Consumption Function for Poland. Is Life Cycle Hypothesis Legitimate. *Bank i Kredyt*, 43(5), 5-20.
30. Li, L. (2018). Financial inclusion and poverty: The role of relative income. *China Economic Review*, 52, 165-191.
31. Modigliani, F. (1966). The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social research*, 160-217.
32. Monjaze, M.R. (1996). Choosing the optimal model of consumption in Iran by relying on econometric methods. *The journal of planning and budgeting*, 1(8), 7-23 (In Persian).
33. Monjaze, M. R., & Alimardani, M. (2021). Investigating the impact of inflation expectations on consumption in Iran: Adaptive expectations versus rational expectations (Kalman Filter Approach). *Quarterly journal of quantitative economics*, 18(2), 27-42 (In Persian).
34. Neifar, M. (2023). Do Tunisian Risk to Go Towards a Second Revolution? Element of Response from Consumption Behavior.
35. Prasetyanto, P. K., Panjawa, J. L., Prakoso, J. A., Sunaningsih, S. N., & Ramdani, D. (2022). Estimating Aggregate Consumption Function in Indonesia: An Error Correction Approach. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi Dan Pembangunan*, 23(1), 135-145.
36. Rajae, E., & Ahmadi, S. (2012). Estimating consumption function of private sector in Iran economy (1338-1385). *Journal of development & evaluation management*, 4(8), 67-75 (In Persian).
37. Saraswati, B. D., Maski, G., Kaluge, D., & Sakti, R. K. (2022). The impact of financial technology on consumption function of the theory of absolute income hypothesis: A partial adjustment model approach (The Indonesian evidence). *Business: Theory and Practice*, 23(1), 109-116.
38. Sousa, R. M. (2009). Wealth effects on consumption-evidence from the euro area.
39. Thomas, A. (2013). Determinants of consumption expenditure in Ekiti State. *Journal of Culture, Society and Development*, 2(1).
40. Zara Nejad, M. (2003). Estimating the Consumption function of consumer goods in Iran. *Iranian journal of economic research*, 5(16), 23-46 (In Persian).