

Life Cycle Effects on Consumption Share of Income Regimes: A Markov Switching Approach

Moslem Ansarinasab¹

m.ansarinasab@vru.ac.ir

Najmeh Bidmal²

n.bidmal@aem.uk.ac.ir

Received: 05/Jul/2024 | Accepted: 02/Feb/2025

Abstract Two key concepts in microeconomic theory and economic development are consumption and income. On the other hand, the age structure of the population is an important and effective factor in the formation of national savings and consumption. In this regard, this research examines the dynamics of the effect of population structure on life cycle consumption (testing Modigliani's hypothesis). In order to investigate the effect of the share of young and old people on the average desire to consume in Iran in the period from 1960 to 2021, the Markov switching model has been used. The results of this model are as follows: per capita income in both regimes had a negative effect on consumption share of income (APC). In the regime, a positive and significant relationship between the variable of population growth and the consumption share of income has been observed, but this relationship is estimated to be negative and insignificant in the regime. The age share variable (below 14 years) has a negative and insignificant effect on the consumption share of income in both regimes. The age share variable (over 64 years old) has had a negative and insignificant effect in the regime of one (high consumption) and a positive and significant effect in the regime of two (low consumption) on the consumption share of income. The results of this study clearly show that the share of non-working age has a positive effect on the consumption share of income. Therefore, considering the positive effect of income and population growth in increasing consumption, it is recommended that the country's macroeconomic policy makers pay special attention to these two variables in the country's macro planning. Also, since the results showed that the age share variable (below 14 years) did not have a significant effect on consumption, but the age share (above 64 years) had a negative and significant effect on consumption in Iran.

Keywords: Proportion of population under 14 Years, Proportion of population above 65 Years, Life Cycle Consumption, Markov Switching Model, Dynamics.

JEL Classification: D15, E2, E21, C22, C61, Q56.

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Vali-e-Asr University, Rafsanjan.

2. Ph.D. Student of International economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman.

اثرهای چرخه عمر بر رژیم‌های سهم مصرف از درآمد: رویکرد مارکوف سوئیچینگ

m.ansarinasab@vru.ac.ir

مسلم انصاری نسب

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه
ولی‌عصر (عج)، رفسنجان (نویسنده مسئول).

n.bidmal@aem.uk.ac.ir

نجمه بیدمال

دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل، گروه اقتصاد، دانشکده
مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۴۰۴/۰۵/۱۱

دریافت: ۱۴۰۳/۰۸/۱۴

چکیده: دو مؤلفه کلیدی در نظریه‌پردازی اقتصاد خرد و توسعه اقتصادی مصرف و درآمد است. از سوی دیگر، ساختار سنی جمعیت عامل مهم و مؤثری در شکل‌گیری میزان پس‌انداز ملی و مصرف است. در این راستا، این پژوهش به بررسی پویایی‌های اثر ساختار جمعیت بر مصرف چرخه زندگی (آزمون فرضیه مودیگلیانی) می‌پردازد. جهت بررسی اثر سهم افراد کم‌سن و مسن بر میل متوسط به مصرف در ایران از الگوی مارکوف - سوئیچینگ استفاده شده است. طبق نتایج این مطالعه، درآمد سرانه در هر دو رژیم اثر منفی بر سهم مصرف از درآمد (APC) داشته است. در رژیم یک (مصرف بالا) رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیر رشد جمعیت و سهم مصرف از درآمد مشاهده شده است؛ اما این رابطه در رژیم دو (مصرف پایین) منفی و غیرمعنی‌دار برآورد شده است. متغیر سهم سن زیر ۱۴ سال در هر دو رژیم تأثیر منفی و غیرمعنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد. متغیر سهم سن بالای ۶۴ سال در رژیم یک (مصرف بالا) تأثیر منفی و غیرمعنی‌دار و در رژیم دو (مصرف پایین) مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است. نتایج این مطالعه به‌خوبی نشان می‌دهد که سهم سن خارج از سن کار تأثیر مثبتی بر سهم مصرف از درآمد دارد.

کلیدواژه‌ها: سهم سن زیر ۱۴ سال، سهم سن بالای ۶۴ سال، مصرف چرخه زندگی، مدل مارکوف سوئیچینگ، پویایی.

طبقه‌بندی JEL: D15, E2, E21, C22, C61, Q56

مقدمه

ساختار سنی جمعیت عامل مؤثری در شکل‌گیری میزان پس‌انداز و مصرف است (رسولی و سیاه‌پوش، ۱۳۹۵: ۱۹۶). کاهش نرخ باروری و به تبع آن کاهش رشد جمعیت در ایران، موضوعی است که بیش از سه دهه از آن می‌گذرد و هنوز آثار آن، به‌ویژه در زمینه تغییر ساختار سنی جامعه و اثر آن بر اقتصاد ایران، به‌طور کامل مشخص نشده است (کوششی و نیاکان، ۱۴۰۰). یکی از جنبه‌های مهم فرضیه چرخه زندگی این است که تغییرات جمعیتی می‌تواند توضیح‌دهنده رفتار پس‌انداز ملی باشد. در کشوری با جمعیت سالخورده بیشتر، پس‌انداز افراد بازنشسته معمولاً کمتر از پس‌انداز افراد در کشوری با جمعیت جوان است. زمانی که یک کشور به سمت سالخوردگی گرایش پیدا می‌کند (اتفاقی که در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته در حال وقوع است) نرخ پس‌انداز ملی نیز در آن کشور کاهش پیدا می‌کند (دارابی و دیگران، ۱۳۹۳).

نظریه‌های مختلفی مانند نظریه سیکل زندگی (چرخه زندگی) مصرف آندو-مودیگلیانی^۱ (۱۹۶۳)، نظریه درآمد دائمی فریدمن^۲ (۱۹۵۷)، نظریه درآمد نسبی دوزنبری^۳ (۱۹۴۹) و سایر نظریات مصرف ارائه شد (عاقلی و دیگران، ۱۳۸۸). نظریات جدید برای تحلیل داده‌های آماری، از اصول و مفاهیم اقتصادی مربوط به رفتار مصرف‌کنندگان استفاده کرده‌اند. این اصول به‌ویژه شامل بهینه‌سازی تصمیمات مصرف در طول زمان و بر اساس جریان درآمدی طول عمر فرد است. این رویکرد و استفاده از بهینه‌یابی بین دوره‌ای، نقطه مشترک تمام نظریات جدید در این حوزه محسوب می‌شود.

کاهش باروری و افزایش طول عمر متوسط به معنی افزایش تعداد و نسبت افراد ۶۰ سال و بالاتر است. سریع‌ترین افزایش در جمعیت سالمند در کشورهای در حال توسعه رخ خواهد داد (نصرالهی و وسطی و آقایی هیر، ۱۳۹۶). با توجه به اینکه ایران نیز یک کشور در حال توسعه است، این پژوهش به بررسی اثر سهم افراد کم‌سن و مسن بر میل متوسط به مصرف در ایران در بازه زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از الگوی مارکوف - سوئیچینگ پرداخته است.

در ادامه ساختار پژوهش حاضر به شرح ذیل است: پس از مقدمه در بخش دوم به بیان مبانی نظری اختصاص دارد، در بخش سوم روش پژوهش شامل معرفی متغیرها، تعریف و مدل مارکوف سوئیچینگ به‌کار گرفته در پژوهش حاضر بررسی خواهد شد، بخش چهارم به ارائه نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها و تحلیل یافته‌ها اختصاص خواهد یافت. در نهایت، بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش پرداخته می‌شود.

1. Ando & Modigliani
2. Friedman
3. Dusenbery

مبانی نظری پژوهش

مدل چرخه عمر مرتبط با مدل مودیگلیانی و برومیرگ این است که افراد سعی می‌کنند مصرف خود را در طول یک عمر محدود هموار کنند. از آنجاکه درآمد آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند و از آنجاکه اندازه خانوار آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند، نرخ پس‌انداز آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند. به‌طور خاص، یک خانواده معمولی در طول سال‌های کاری خود دارایی جمع می‌کند و در طول بازنشستگی دارایی خود را خرج می‌کند. این نظریه پیامدهای قابل توجهی برای رفتار پس‌انداز کل دارد. اگر اقتصاد از نظر جمعیتی پایدار باشد و رشد درآمدی وجود نداشته باشد، مدل چرخه عمر یک پیش‌بینی بسیار قوی دارد: نرخ کل پس‌انداز صفر خواهد بود. این به این دلیل است که کل پس‌انداز افراد شاغل دقیقاً کاهش پس‌انداز افراد مسن و بازنشسته را جبران می‌کند؛ بنابراین در اقتصادهای پیچیده‌تر، پس‌انداز کل دیگر صفر نخواهد بود بلکه تابعی فزاینده از نرخ رشد جمعیت و درآمد خواهد بود. نرخ کل پس‌انداز زمانی مثبت خواهد بود که رشد درآمد مثبت باشد؛ زیرا جوانان در همان مرحله از زندگی بیشتر از بزرگ‌ترهای خود درآمد داشته‌اند و بنابراین پس‌انداز جوانان از پس‌انداز افراد مسن بیشتر خواهد بود. در عمل، نرخ خالص پس‌انداز در اکثر جوامع توسعه‌یافته بیشتر از صفر است، اگرچه معمولاً یک‌رقمی است. دلایل زیادی برای این پدیده وجود دارد که عبارت‌اند از: ۱- جوامع از نظر جمعیتی پایدار نیستند؛ ۲- درآمد در بیشتر کشورها در حال رشد است؛ و ۳- میزان ارث در طول زمان بزرگ‌تر می‌شود (Coleman, 2006).

در خصوص اثر ساختار جمعیت بر مصرف و پس‌انداز؛ نتایج مطالعات برگ^۱ (۱۹۹۶) حاکی از این است که در گروه‌های سنی ۰ تا ۱۹ سال و ۴۵ تا ۶۵ سال دارای اثر منفی بر روی مصرف یعنی موجب کاهش میزان مصرف می‌شوند و گروه‌های ۲۰ تا ۴۴ سال همچنین ۶۴ سال به بالا دارای اثر مثبت روی مصرف در کشور سوئد هستند. در مطالعه لیند و مالمبرگ^۲ (۱۹۹۹) در بیست کشور از کشورهای عضو OECD مشاهده کردند که در گروه‌های سنی ۱۵ تا ۲۹ سال اثر جمعیت بر پس‌انداز مبهم است، در گروه سنی ۵۰ تا ۶۴ سال اثر مثبت هستند، در گروه ۶۵ تا ۷۴ سال منفی و یا صفر، و اثر جمعیت ۷۵ سال به بالا مثبت برآورد شده است.

آتفیلد و کانون^۳ (۲۰۰۳) برای سال‌های قبل از جنگ جهانی اول، بین دو جنگ و بعد از جنگ جهانی دوم اثر متغیرهای توزیع سنی را بر روی تابع مصرف بلندمدت مورد بحث و بررسی خود قرار

1. Berg
2. Lindh & Malmberg
3. Attfield & Cannon

دادند و نتایج نشان داد که اثرگذاری جمعیت سالخورده با کاهش در جمعیت گروه‌های سنی جوان معادل است به طوری که در سطوح درآمدی برابر سبب کاهش مصرف سرانه در انگلیس شده است. **ارلندسن و نیمون (۲۰۰۸)** نشان دادند که تغییرات در ساختار سنی تأثیر معناداری در میزان مصرف در چرخه زندگی دارد. افزایش باروری و سپس کاهش آن همراه با کاهش مرگومیر منجر به تغییرات اساسی در ساختار سنی و اندازه جمعیت در طول زمان شده که این تغییرات بر پویایی مصرف تأثیرگذار بوده است؛ به طوری که با وجود ساختار سنی جوان، تقاضای مصرف کاهش و با تغییر به ساختار سالخورده، تقاضای مصرف افزایش می‌یابد (**شیری، ۱۳۹۴**).

محمدزاده و احمدزاده (۱۳۸۵) بیان کردند که اثرگذاری متغیرهای سنی روی تابع مصرف بلندمدت متفاوت است، گروه‌های جمعیتی بالاتر از ۶۵ سال، نظریه سیکل زندگی مودیگلیانی را تأیید می‌نمایند. در حالی که گروه‌های سنی ۱۵ تا ۲۹ سال بیش‌ترین تأثیر را دارند و گروه‌های سنی ۴۵ تا ۶۴ سال در ایران تأثیر کمتری بر مصرف دارند. **رسولی و سیاه‌پوش (۱۳۹۵)** در مطالعه خود نشان می‌دهند که افزایش نسبت افراد در گروه‌های سنی زیر ۱۴ سال و بالای ۶۴ سال در ایران، تأثیر منفی بر میزان پس‌انداز ملی دارد. این دو گروه عمدتاً به‌عنوان مصرف‌کننده شناخته می‌شوند و به دلیل تمایل کم‌تر به پس‌انداز، موجب کاهش میزان پس‌انداز کل کشور می‌گردند. از سوی دیگر، افزایش جمعیت در گروه سنی ۱۵ تا ۶۴ سال که شامل افراد فعال اقتصادی است، به افزایش پس‌انداز ملی منجر می‌شود. این گروه به‌دلیل برخورداری از درآمد بیشتر، توانایی اختصاص بخشی از درآمد خود به پس‌انداز را دارند. به‌طور کلی، ساختار جمعیتی کشور به‌طور مستقیم بر میزان پس‌انداز ملی تأثیر می‌گذارد. **راس^۱ (۲۰۰۴)** بیان می‌کند که در کشورهایی که نسبت جمعیت کودکان و سالمندان به کل جمعیت بالا است، منابع بیشتری را صرف این گروه‌ها می‌کنند. در غیراین صورت این منابع می‌توانست صرف سرمایه‌گذاری شود. در مقابل، با کاهش بار تکفل کودکی و هزینه‌های آن و تا زمانی که بار تکفل سالمندی افزایش نیافته، کشورهای با سهم نسبتاً بالاتر جمعیت در سن کار می‌توانند بیشتر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کنند (**کوششی و نیاکان، ۱۴۰۰**).

افراد در طول دوره زندگی خود رفتار مصرف و پس‌انداز خود را به طور بلندمدت برنامه‌ریزی می‌کنند تا مصرف خود را به بهترین نحو ممکن در طول عمرشان تخصیص دهند. بدین ترتیب، آن‌ها ممکن است مصرف فعلی خود را به تأخیر بیندازند تا پس‌انداز خود را افزایش دهند؛ زیرا این پس‌اندازها عمدتاً برای تأمین مصرف در آینده و به‌ویژه دوران بازنشستگی استفاده می‌شوند. به همین

دلیل است که حتی در دوران سالخوردگی، زمانی که افراد قادر به کار کردن نیستند یا تمایلی به کار کردن ندارند، منابع مالی برای مصرف همچنان در دسترس داشته باشند. همچنین فرض می‌شود که فرد دارای تمایل نسبی به ترجیح زمان حال بر آینده است که به‌طور مستقیم بر تصمیمات پس‌انداز و مصرف تأثیر می‌گذارد؛ این مسئله به نوعی با مفهوم «بی‌حوصلگی»^۱ یا تغییرات در انتخاب‌های پس‌اندازی مرتبط است و نگرشی بین‌زمانی را که با فرضیه چرخه زندگی مودیگلیانی و برومبرگ ارتباط دارد، بیان می‌کند (Agustin et al, 2016). آنچه که چهارچوب چرخه عمر رد می‌کند، رفتار «قاعده سرانگشتی»^۲ است که در آن خانوارها صرفاً بخش ثابتی از درآمد خود را خرج می‌کنند (Browning & Crossley, 2001). بعد از بازنشستگی، انتظار می‌رود که افراد سالخورده به تدریج پس‌انداز خود را کاهش دهند که این امر منجر به کاهش نرخ کلی پس‌انداز در جامعه می‌شود؛ اما، در بسیاری از مطالعات تجربی پاسخ ثابتی که این فرضیات نظری را تأیید یا رد کند، وجود نداشته است (Ganic & Mamuti, 2020). در واقع، بیشتر شواهد تجربی نشان می‌دهد که افراد بازنشسته معمولاً تمام «درآمد» دوران بازنشستگی خود را خرج نمی‌کنند؛ به‌عنوان مثال، پوتربا^۳ (۲۰۰۷) دریافت که نرخ پس‌انداز در میان افراد بازنشسته در شش کشور «گروه هفت» مثبت و در ایتالیا و ژاپن بیش از ۳۰ درصد است (Coleman, 2006: 3).

پاسخ اقتصادی روشنی برای این پرسش که چرا مردم پس‌انداز می‌کنند وجود ندارد. این پرسش در بسیاری از مطالعات تجربی و نظری، نه‌تنها در زمینه اقتصاد بلکه در حوزه‌های جامعه‌شناسی و سایر علوم رفتاری نیز بررسی شده است. رویکردهای اصلی به این پرسش غالباً از جنبه‌های جمعیت‌شناختی، وضعیت روانی و تأثیرات اجتماعی مانند سنت‌ها، موقعیت اجتماعی و تربیت افراد پرداخته‌اند. علاوه‌براین، مواضع سیاسی و باورهای مذهبی نیز در شکل‌گیری تصمیمات پس‌انداز افراد نقش قابل توجهی دارند.

کالن و تیمن^۴ (۱۹۹۷)، کویچ^۵ (۲۰۰۶)، دوکر^۶ و همکاران (۲۰۱۶)، شواهدی را در مورد عوامل تعیین‌کننده جمعیت‌شناختی پس‌انداز در بسیاری از کشورهای جهان نشان دادند. پژوهش‌های انجام

1. Impatience
2. Rule of Thumb
3. Poterba
4. Callen & Thimann
5. Kuijs
6. Doker et al

شده توسط لویزا^۱ و همکاران (۲۰۰۰) و ژانگ و همکاران (۲۰۱۵)^۲ شواهدی را ارائه می‌دهد که نرخ پس‌انداز به‌طور منفی تحت تأثیر نرخ شهرنشینی و ساختار سنی جمعیت (نسبت وابستگی پیری و جوانان) است. سایر عوامل توضیحی پس‌انداز که عبارت‌اند از: تورم، ثروت و همچنین کیفیت خدمات بهداشتی است. بر اساس مطالعه کویچ (۲۰۰۶) در چین، نرخ پس‌انداز به‌طور قابل‌توجهی تحت تأثیر عوامل تعیین‌کننده خاصی مانند تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره واقعی، پس‌انداز عمومی، نسبت وابستگی سالمندان و سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی است. همچنین بر اساس مطالعه عواملی مانند تأمین اجتماعی خصوصی و عمومی، اثرهای بازار سهام بر اقتصاد، اثرهای تغییرات جمعیتی بر پس‌انداز ملی نقش دارند (Deaton, 2005).

ادبیات اقتصاد رفتاری چرخه زندگی عمدتاً به انگیزه‌های پس‌انداز و مصرف توجه داشته است؛ اما توجه نسبتاً کمتری به انگیزه‌های چرخه زندگی برای رفتارهای مرتبط با سلامت و به‌ویژه هزینه‌های مراقبت‌های پزشکی داشته است (Halliday et al., 2009). از سوی دیگر مطالعات تجربی به‌طور مداوم نشان می‌دهد که سطح مصرف به‌طور پیوسته در اواخر زندگی کاهش می‌یابد. اولشو (۲۰۰۶)^۳ در مطالعه خود یک مدل چرخه زندگی را تخمین می‌زند که در آن سلامت به‌عنوان شکلی از سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی تلقی می‌شود و کاهش قابل‌توجهی در مصرف پس از ۵۰ سالگی را پیش‌بینی می‌کند که با مشاهدات تجربی مطابقت دارد؛ بنابراین هنگامی که سلامت و مصرف مکمل یکدیگر باشند، کاهش سرمایه سلامت منجر به کاهش مطلوبیت نهایی مصرف با افزایش سن می‌شود. به‌طور کلی در جمع‌بندی این قسمت می‌توان گفت که، دو مفهوم کلیدی در نظریه‌پردازی اقتصاد خرد و توسعه اقتصادی مصرف و درآمد هستند. ارتباط نزدیک میان این دو عامل در تعیین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، اهمیت آن‌ها را در سطوح خرد و کلان بیشتر کرده است. از این‌رو است که افزایش در نرخ پس‌انداز، اندازه متغیرهای کلیدی اقتصاد را افزایش داده و رفاه اقتصادی را توسعه می‌دهد. مدیریت الگوی مصرف نیز به‌عنوان پیش‌زمینه‌ای برای توسعه و رشد اقتصادی اهمیت دارد. در سطح کلان، میزان مصرف کل و ترکیب‌های مصرفی تحت تأثیر تغییرات جمعیتی و ساختار سنی قرار دارد. این تغییرات جمعیتی می‌توانند تأثیرات عمیقی بر الگوهای مصرف و در نتیجه بر رشد اقتصادی داشته باشند (شیری، ۱۳۹۴).

1. Loayza et al
2. Zhang et al
3. Olsho

پیشینه پژوهش

در این قسمت از پژوهش حاضر به شرح مطالعات انجام شده در داخل و خارج کشور پیرامون موضوع مورد مطالعه پرداخته خواهد شد.

زرانژاد و منصورى (۱۳۹۵)، تابع مصرف آندو - مودیگلیانی با لحاظ انواع ثروت در ایران با استفاده از روش همجمعی انگل - گرنجر برای سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۷ بررسی نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که خانواده‌ها واکنش متفاوتی به انواع ثروت نشان می‌دهند. یکی از مهم‌ترین نتایج به‌دست‌آمده از معادلات برآوردی این است که نقدینگی افراد در واکنش به انواع ثروت به‌گونه‌ای است که ثروت به شکل پس‌انداز بیش‌ترین سرعت تبدیل به پول را دارد، درحالی‌که ثروت به شکل کالای بادوام کم‌ترین سرعت تبدیل را به پول دارد.

میرزایی و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی سال‌خوردگی جمعیت در ایران و هزینه‌های رو به افزایش بهداشت و درمان در کشور ایران طی دوره زمانی: ۱۳۵۷-۱۳۹۱ با استفاده از روش شبه-تابلویی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که افراد در طول چرخه زندگی همواره درصدی از هزینه کل خود را به هزینه‌های بهداشتی و درمانی اختصاص می‌دهند؛ اما درصد این تخصیص در سنین مختلف متفاوت است؛ به‌نحوی که با افزایش سن و به‌ویژه در دوران سالمندی (سالخوردگی)، تقاضا در بخش هزینه‌های بهداشت و درمان افزایش قابل‌توجهی خواهد یافت.

نجفی کاج‌آباد (۱۳۹۹)، تغییرات مالیات بر درآمد شخصی با توجه به ویژگی‌های خمس بررسی کرد. در این پژوهش، ارزیابی پیشنهادهای مالیاتی با انجام شبیه‌سازی‌هایی و با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه پویا و ماتریس حسابداری اجتماعی ۱۳۹۰ بررسی شدند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که پس‌انداز خانوار طی یک دوره ۳۰ ساله (۱۳۹۰ تا ۱۴۲۰) کاهش یافته، درحالی‌که مصارف شخصی خانوار افزایش می‌یابد. افزایش مصرف منجر به کاهش پس‌انداز و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری شده است که این امر به کاهش تولید ناخالص داخلی منتهی می‌شود.

پانتالو^۱ (۲۰۱۹)، به بررسی پویایی مصرف در منطقه کاگرا^۲ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که فرضیه چرخه زندگی برای هموارسازی مصرف برقرار نیست. علاوه‌براین، نتایج برای خانواده‌های روستایی و برای کل این منطقه نشان داد که مسیر مصرف پایدار است. رویکردهای کشاورزی مناسب و تخصیص منابع برای مداخلات تثبیت مصرف مورد نیاز است.

1. Pantaleo
2. Kagera

گانیک و ماموتی^۱ (۲۰۲۰)، وابستگی رفتار پس‌انداز به تغییرات جمعیتی در چهارچوب فرضیه چرخه زندگی در نمونه‌ای از ۱۸ کشور اروپایی در حال‌گذار و پس‌ازگذار را با استفاده از سه تخمین‌گر ضریب ناهمگن مختلف برآوردگر میانگین گروه (MG)، برآوردگر میانگین گروه اثرهای همبسته (CEMG) و برآوردگر میانگین گروه افزوده (AMG) برآورد کردند. یافته‌ها مطالعه آن‌ها نشان داد که فرضیه چرخه زندگی در مورد کشورهای اروپایی پس‌ازگذار، تأیید شده و در کشورهای در حال‌گذار اروپایی بودن **هورن^۲ (۲۰۲۱)** به بررسی رفتار پس‌انداز در جوامع کوچک آمریکایی در اواخر قرن نوزدهم پرداخته است. با تحلیل داده‌های تاریخی و اقتصادی این دوره، نشان می‌دهد که برخلاف نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی که پیش‌بینی می‌کند افراد برای تأمین مصرف آینده خود پس‌انداز می‌کنند، در این جوامع، پس‌انداز بیشتر به‌عنوان یک پاسخ به نیازهای کوتاه‌مدت و شرایط اقتصادی آن زمان در نظر گرفته می‌شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهند که افراد این جوامع به‌جای استفاده از پس‌انداز برای تأمین رفاه در دوران بازنشستگی، بیشتر به مصرف فعلی می‌اندیشیدند؛ بنابراین این مطالعه به چالش کشیدن فرضیات نوین نظریه چرخه زندگی و تأکید بر نقش عوامل اجتماعی و اقتصادی خاص در تعیین رفتار مالی افراد است.

همان‌طور که بررسی مطالعات داخلی و خارجی در این زمینه نشان داد هیچ‌کدام از پژوهش‌ها به بررسی رابطه غیرخطی میان چرخه‌های عمر و مصرف نپرداخته‌اند. یکی از علت‌های بسیار مهم و کاربردی انتخاب مدل مارکوف-سوئیچینگ این است که این روش هم تغییرات هر رژیم را به‌طور جزئی‌تر بیان می‌کند و این‌گونه نیست که از تغییرات رژیم‌ها صرف‌نظر کرده و به‌طور کلی تغییرات را نشان دهد؛ بنابراین این مقاله با بررسی غیرخطی میان چرخه‌های عمر و مصرف به کمک مدل مارکوف-سوئیچینگ، این نقیصه در مطالعات حوزه مصرف را در ایران پوشش خواهد داد.

روش پژوهش

همان‌طور که پیش‌تر بیان شد، هدف از این پژوهش بررسی پویایی‌های اثر ساختار جمعیت بر مصرف چرخه زندگی، آزمون فرضیه مصرف مودیگلیانی با رهیافت مارکوف سوئیچینگ^۳ برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ است. که در ادامه به تصریح مدل، معرفی متغیرها و آمار توصیفی متغیرها و روند تغییرات آن‌ها پرداخته شده است.

1. Ganic & Mamuti
2. Bodenhorn
3. Markov Switching

تصریح مدل مارکوف سوئیچینگ

در این پژوهش برای برآورد مدل از روش مارکوف - سوئیچینگ استفاده شده است. برخلاف دیگر مدل‌ها، در مدل انتقال مارکوف تبدیل رژیم به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است (Enders, 2015). رویکرد مارکوف-سوئیچینگ زمانی مؤثر خواهد بود که مجموعه از حالتی به حالت دیگر تغییر کند و متغیری که باعث تغییرات رژیم می‌شود، قابل مشاهده نباشد. مؤلفه‌های مدل از روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شوند. این مطالعه یک راهکار مناسب برای مدل‌سازی تغییرات در میان رژیم‌ها ارائه می‌دهد. چون قادر است که به‌طور همزمان تغییرات متغیرها، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطع زمانی (وضعیت آرامش یا بحران) برآورد کند، برالگوهای پیشین ارجحیت دارند. یک قانون احتمال نیز وجود دارد که انتقالات از یک حالت به حالت دیگر را پوشش می‌دهد (Hamilton, 1989). مدل مارکوف - سوئیچینگ توسط همیلتون (۱۹۸۹) ارائه شد که به‌عنوان مدل تغییر رژیم^۱ نیز شناخته می‌شود و یکی از معروف‌ترین مدل‌های غیرخطی در اقتصاد است. این مدل با استفاده از چندین معادله، رفتار متغیرها را در رژیم‌های مختلف توضیح می‌دهد و قادر است با تغییر معادلات در رژیم‌ها، الگوهای پویا و پیچیده‌ای را مدل‌سازی کند. ویژگی منحصر به فرد این مدل این است که سازوکار تغییر رژیم به یک متغیر وضعیت وابسته است که از زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند؛ به این معنا که مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل ($t-1$) بستگی دارد؛ بنابراین مدل مارکوف - سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی را در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند، مناسب است (برقی اسگویی، ۱۳۹۳: ۲۱۴-۲۱۵).

فلاحی و هاشمی دیزج (۱۳۸۹) به مزیت انعطاف‌پذیری این مدل اشاره کردند، به‌طوری‌که امکان وجود تغییرات دائمی یا چندین تغییر موقتی در متغیر رژیم وجود دارد و این تغییرات می‌توانند چندین بار و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. همچنین، این مدل به‌طور درون‌زا زمان دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ در تبیین رفتار متغیرهای کلان اقتصادی که بیشتر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند، موجب افزایش استفاده از این مدل‌ها در اقتصاد شده است (برقی اسگویی، ۱۳۹۳: ۲۱۶).

مدل سوئیچینگ مارکوف ابتدا توسط کوانت^۱ (۱۹۷۲) و کوانت و گولدفلد^۲ (۱۹۷۳) معرفی شد

1. Regime
2. Quandt
3. Quandt & Goldfeld

و سپس توسط همیلتون (۱۹۸۹) جهت بررسی چرخه‌های تجاری توسعه داده شد که وجه تمایز آن با دیگر روش‌ها در سرعت انتقال آن است به گونه‌ای که در این روش از یک رژیم به رژیم دیگر انتقال به سرعت^۱ صورت می‌گیرد (جلالی اسفندآبادی و دیگران، ۱۳۹۵). به بیان دیگر در مدل سوئیچینگ کوانت (۱۹۷۲) سازوکارهای انتقال از همدیگر مستقل هستند؛ اما در مدل‌های ارائه شده توسط کوانت و گولدفلد (۱۹۷۳) و همیلتون (۱۹۸۹)، انتقال‌ها توسط زنجیره مرتبه اول مارکوف^۲ تحت پوشش قرار می‌گیرند (فلاحی و دیگران، ۱۳۹۲).

در مدل مارکوف - سوئیچینگ فرض شده، رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، قابل مشاهده نیست و بستگی به یک فرایند غیرقابل مشاهده (s_t) دارد. در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که s_t مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند؛ بنابراین برای شرح روش فوق، روابط مربوط به یک مدل $AR(1)$ برای متغیر y_t ، تحت دو رژیم $s_t = 1$ و $s_t = 2$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = \begin{cases} c_1 + \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 1 \\ c_2 + \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } s_t = 2 \end{cases} \quad (1)$$

و به طور خلاصه می‌توان به صورت رابطه (۲) نوشت:

$$y_t = c_{s_t} + \rho_{s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

برای تکمیل مدل، مشخص کردن ویژگی‌های فرایند s_t ضروری است. در مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ، فرایند s_t به عنوان یک فرایند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض به این معنی است که وضعیت فعلی s_t تنها به وضعیت دوره قبل خود یعنی s_{t-1} بستگی دارد (انصاری نسب و دیگران، ۱۳۹۹؛ انصاری نسب و محمدی، ۱۳۹۸). با در نظر گرفتن فرض‌های متفاوت برای s_t ، مدل‌های متفاوتی ایجاد می‌شود. وقتی s_t برای دوره ($t = 1, 2, \dots, T$) مقدار یک و برای دوره ($t = T_1 + 1, T_1 + 2, \dots, T$) مقدار دو را دریافت می‌کند، این مدل، مدلی با یک تغییر ساختاری در زمان T_1 است. هنگامی که s_t متغیر مستقل تصادفی برنولی باشد، این مدل بیانگر مدل انتقال تصادفی کوانت (۱۹۷۲) است. اگر s_t به عنوان متغیر شاخص در نظر گرفته شود به طوری که مقدار آن برای $\theta \leq c$ برابر با یک ($s_t = 1$) و برای $\theta > c$ برابر با دو ($s_t = 2$) باشد که c مقدار آستانه‌ای است، این مدل را مدل آستانه‌ای می‌نامند. زمانی که s_t فرایند مارکوف را پیروی می‌کند، این مدل را مدل مارکوف - سوئیچینگ می‌نامند.

1. Sudden Switching
2. First Order Markov Chain

(فلاحی و دیگران، ۱۳۹۲: ۱۱۲-۱۱۳). اگر متغیر y_t از فرایند اتورگرسیو (خودرگرسیون) مرتبه p تبعیت کرده باشد و دارای m رژیم متفاوت باشد، یعنی $MS(m)-AR(p)$ برای حالت عمومی تر به صورت فرم زیر می‌توان بازنویسی کرد (جلالی اسفندآبادی و دیگران، ۱۳۹۵):

$$y_t = \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i=1}^p (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right] I_i(s_{t=j}) \quad (3)$$

$$I_i(s_{t=j}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

در این مدل ویژگی‌های y_t مشترکاً توسط ویژگی‌های ε_t و متغیر وضعیت s_t تعیین می‌شود که در آن متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و مکرر در الگو ایجاد می‌نماید؛ بنابراین برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمالات حرکت متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است (فلاحی و دیگران، ۱۳۹۲). از آنجایی که s_t یک متغیر تصادفی است و تغییرات آن باعث تغییر ساختار معادله می‌شود؛ بنابراین لازم نحوه متغیر s_t مشخص شود. در مدل‌های MS فرض بر این است که متغیر s_t از زنجیره مرتبه اول مارکوف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری s_t به رژیم قبل آن s_{t-1} وابسته است و به صورت زیر است:

$$\Pr[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots; y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (4)$$

که در آن p_{ij} بیانگر احتمال انتقال از $s_{t-1} = i$ به $s_t = j$ است؛ بنابراین با استفاده از ماتریس احتمال انتقال^۱ می‌توان انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را نشان داد؛ بنابراین برای m رژیم، ماتریس احتمال انتقال (p) که یک ماتریس $m \times m$ است به صورت زیر تعریف می‌شود (برقی اسگویی، ۱۳۹۳: ۲۱۷):

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (5)$$

1. Transition Probability Matrix

بنابراین برای یک مدل ساده که دو رژیم دارد ماتریس آن به صورت زیر تعریف می شود:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) \\ \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) & \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (6)$$

در رابطه (۶) $P_{ij}(i, j = 1, 2)$ ، احتمالات انتقال $s_t = j$ را نشان می دهد، به طوری که $s_{t-1} = i$ و $p_{11} + p_{12} = 1$ است. بعد از تخمین ضریب های مدل و محاسبه ماتریس انتقال، احتمال وضعیت z در هر دوره زمانی بر اساس اطلاعات کل نمونه (مطالعات ۱ تا T) را می توان محاسبه نمود که این مجموعه از احتمالات به عنوان احتمالات هموار شده^۱ شناخته شده است. علاوه بر این می توان احتمال وضعیت z را در هر دوره زمانی با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) محاسبه کرد که به احتمالات فیلتر شده^۲ معروف است (انصاری نسب و دیگران، ۱۳۹۹: ۳۸).

مدل های مارکوف - سوئیچینگ بر اساس اینکه کدام بخش از مدل خودرگرسیون تحت تأثیر رژیم های مختلف قرار دارد، به دسته های مختلفی تقسیم می شوند. در یک تقسیم بندی کلی، این مدل ها را می توان به چهار نوع اصلی تقسیم کرد: ۱- مدل های مارکوف - سوئیچینگ در میانگین (MSM)، ۲- مدل های مارکوف - سوئیچینگ در عرض از مبدأ (MSI)، ۳- مدل های مارکوف - سوئیچینگ در مؤلفه های مدل خودرگرسیون (MSA)، ۴- مدل های مارکوف - سوئیچینگ در واریانس جزء اخلاص (MSH). (خداویسی و عزتی شورگلی، ۱۳۹۸: ۹۵).

جدول ۱: انواع مدل های روش مارکوف - سوئیچینگ (منبع: Fallahi & Rodríguez, 2007)

| | | MSM | | |
|------------|--------------------|--------------|-------------------|------------------|
| | | میانگین ثابت | عرض از مبدأ متغیر | عرض از مبدأ ثابت |
| α_0 | واریانس ثابت | MSM-AR | AR خطی | AR خطی |
| | واریانس متغیر ثابت | MSMH-AR | MSH-AR | MSH-AR |
| α_0 | واریانس ثابت | MSMA-AR | MSA-AR | MSA-AR |
| | واریانس متغیر | MSMAH-AR | MSAH-AR | MSAH-AR |

با ترکیب حالت های مختلف مدل های جزئی تری را می توان به دست آورد که در آن امکان وابستگی اجزای مختلف به رژیم ها وجود دارد (انصاری نسب و محمدی، ۱۳۹۸)؛ بنابراین یکی از چالش های

1. Smoothed Probabilities
2. Filtered Probabilities

اصلی در مدل‌سازی معادلات چرخشی مارکوف این است که مشخص شود کدام قسمت و یا قسمت‌ها باید تابع رژیم‌ها باشند که این موضوع به راهبرد انتخاب مدل بهینه در این نوع مدل‌سازی مرتبط است (خداویسی و عزتی‌شورگلی، ۱۳۹۸: ۹۵).

راهبرد انتخاب مدل بهینه شامل مراحل ذیل است: ۱- آزمون غیرخطی بودن روابط بین متغیرها: بدین منظور از آزمون توسعه‌یافته شده توسط **آنگ و بکارت**^۱ (۱۹۹۸) استفاده می‌شود که در آن فرض صفر این آزمون عدم وجود انتقالات رژیمی در مدل است و رد آن نشان‌دهنده وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی است. این آزمون به صورت توزیع کای دو اجرا می‌شود و در آن q تعداد مؤلفه‌های محدودیتی است که تحت آزمون صفر تعریف نشده است. ۲- تعیین تعداد رژیم: **پساراداسکی و سپاگنولو**^۲ (۲۰۰۳) استفاده از معیار آکائیک را برای انتخاب رژیم بهینه معرفی کردند، همچنین آزمایش‌های مونت کارلو نشان می‌دهد که معیار آکائیک، در انتخاب رژیم بهینه تا حد زیادی موفقیت‌آمیز است. ۳- تعیین تعداد وقفه بهینه مدل: از معیارهای آکائیک و ارزش لگاریتم تابع راستنمایی استفاده می‌شود که بدین منظور در داخل یکی از مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ با استفاده از معیارهای بیان شده وقفه بهینه انتخاب می‌شود. ۴- مقایسه انواع مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ: پس از تخمین مدل‌های مختلف با استفاده از رژیم‌ها و تعداد وقفه‌های متفاوت، بر اساس معیارهای (الف) عدم نقض فروش کلاسیک؛ (ب) ارزش تابع حداکثر راستنمایی (هر چه مقدار آن بزرگ‌تر باشد مدل مناسب‌تر است)؛ (ج) ارزش میانگین و عرض از مبدأ محاسبه‌شده برای رژیم‌های مختلف؛ (د) احتمالات انتقال بین رژیم‌های مختلف) مدل مناسب را انتخاب می‌شود (خداویسی و عزتی‌شورگلی، ۱۳۹۸: ۹۵-۹۶).

مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ، امروزه در مدل‌سازی اقتصاد بسیار مورد توجه قرار گرفته‌اند؛ زیرا شواهد تجربی زیادی وجود دارد که نشان‌دهنده تطابق آن‌ها با تغییرات ساختاری و غیرخطی و ویژگی‌های پویایی بسیاری از مدل‌های سری زمانی است. ذات غیرخطی بودن این مدل‌ها آن‌ها را قادر می‌سازد تا حالات مجزا را به دقت با الگوهای بازار ارز نمایش دهند و بهتر از سایر مدل‌ها پرش‌ها و سقوط‌ها در بازار ارز را تبیین کنند (فتاحی و نظیفی، ۱۳۹۱). مدل مارکوف - سوئیچینگ به دلیل قابلیت تغییر در میانگین و عرض از مبدأ و همچنین ضرایب جملات خودرگرسیون، به عنوان یک ابزار تحلیلی استفاده می‌شود. برای انتخاب مدل بهینه، دو شرط ذیل ضروری است: ۱- فرضیه صفر که نشان‌دهنده عدم تغییر رژیم در مدل است باید قابل رد باشد؛ ۲- مدل انتخابی باید در میان مدل‌های احتمالی که شرط اول در آن‌ها برقرار است، از نظر معیار آکائیک

1. Ang & Bekaert
2. Psaradakis & Spagnolo

مناسبت‌تر باشد. به همین منظور، برای تعیین بهینه رژیم در مدل MS از آزمون نسبت راستنمایی (LR) و همچنین معیارهای اطلاعاتی همچون آکائیک^۱ (AIC)، شوارتز^۲ و حنان کوئین^۳ (HQ) استفاده می‌شود.

معرفی متغیرها و آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

در جدول (۲) به معرفی متغیرها به کار گرفته شده برای اقتصاد ایران در سطح کلان پرداخته شده است:

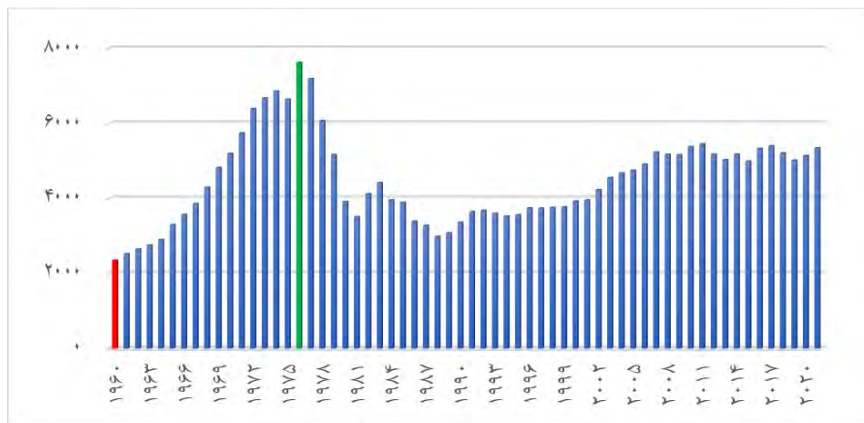
جدول ۲: معرفی متغیرها در سطح کلان

| علامت | متغیر | متغیر وابسته | سهم مصرف از درآمد |
|--------------------|---------------------------|--------------|-----------------------|
| <i>CSGDP</i> | Consumption, share in GDP | متغیر وابسته | سهم مصرف از درآمد |
| <i>RSGDPpc</i> | Real GDP per capita | متغیر کنترل | درآمد سرانه |
| <i>Popgrowth</i> | population growth | متغیر کنترل | رشد جمعیت |
| <i>YouthDR</i> | Youth dependency ratio | متغیر اصلی | سهم سن (زیر ۱۴ سال) |
| <i>Old – ageDR</i> | Old-age dependency ratio | متغیر اصلی | سهم سن (بالای ۶۴ سال) |

منبع: یافته‌ها پژوهش

در ادامه نمودار روند تغییرات متغیرهای سهم مصرف از درآمد، درآمد سرانه، رشد جمعیت، سهم سن (زیر ۱۴ سال)، سهم سن (بالای ۶۴ سال) قابل‌رؤیت هستند که در این نمودارها کم‌ترین میزان این متغیرها میله آن سال با رنگ قرمز و بیش‌ترین میزان این متغیرها میله آن سال با رنگ سبز مشخص شده است. در نمودار (۱) روند تغییرات متغیر سهم مصرف از درآمد نشان داده شده است:

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Information Criterion
3. Hannan-Quinn Information Criterion

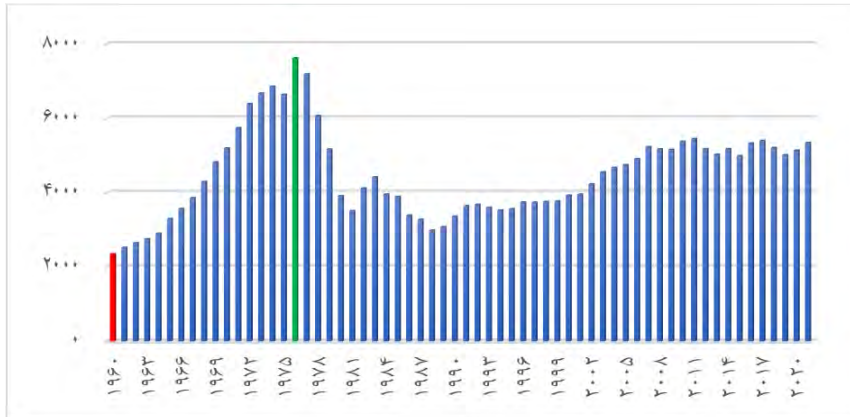


نمودار ۱: روند تغییرات سهم مصرف از درآمد برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس **نمودار (۱)** سهم مصرف از درآمد برای کشور ایران بیش‌ترین میزان این متغیر در طی ۶۲ سال، در سال ۱۹۶۰ با مقدار ۹۲/۳۵۸۹۶، پس‌از آن در سال ۱۹۶۱ با مقدار ۹۰/۳۰۱۱۱ و سپس در ۱۹۸۸ با مقدار ۹۰/۱۰۹۱۱ بوده است که در سال ۱۹۸۸ سال‌های پایانی جنگ تحمیلی ایران و عراق بوده است. و کم‌ترین میزان این متغیر به ترتیب در سال‌های ۲۰۰۷، ۲۰۰۸، ۲۰۰۵ با مقدار ۵۰/۹۰۲۳۴، ۵۱/۷۱۳۱۱، ۵۳/۲۷۹۶۱ است. در ادامه در **نمودار (۲)** روند تغییرات متغیر درآمد برای بیش از شش دهه گذشته کشور ایران نشان داده شده است:

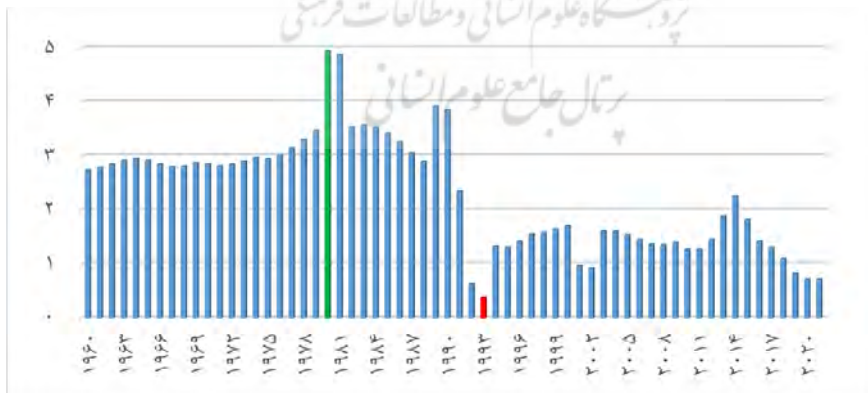
پژوهش‌های علمی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۲: روند تغییرات درآمد سرانه برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

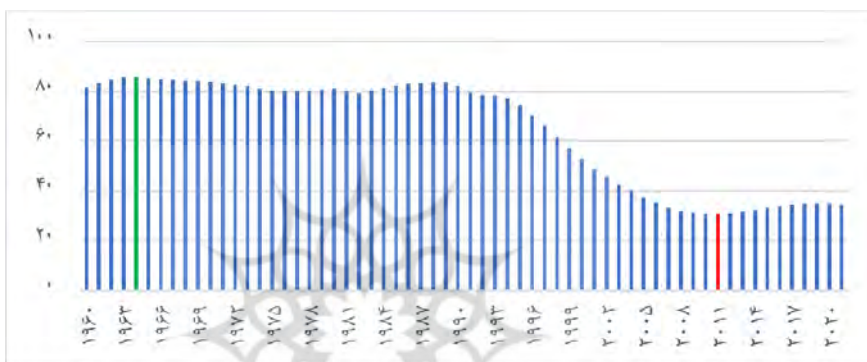
روند تغییرات متغیر درآمد سرانه به این صورت است که کم‌ترین میزان خود را در سال ۱۹۶۰ با مقدار ۲۳۴۸/۴۳ داشته است و بعد از آن سال تا سال ۱۹۷۴ روند افزایشی داشته است. در سال ۱۹۷۵ مقدار آن به ۶۶۳۸/۴۳۲ کاهش یافته است. در سال ۱۹۷۶ که متغیر درآمد سرانه در این ۶۲ سال بیش‌ترین مقدار (۷۶۲۲/۳۴۵) را داشته است و بعد از آن روند کاهشی تا سال ۱۹۸۱ و پس از آن روند افزایشی تا ۱۹۸۳ و سپس روند کاهشی تا سال ۱۹۸۸ داشته است و بعد از آن روند افزایشی و کاهشی تقریباً باثباتی را به خود گرفته است. در ادامه نمودار روند تغییرات رشد جمعیت نمودار آن قابل مشاهده است.



نمودار ۳: روند تغییرات متغیر رشد جمعیت برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

متغیر رشد جمعیت بیش‌ترین مقدار خود را در سال‌های بعد از انقلاب اسلامی ایران داشته است. در سال ۱۹۸۰ بیش‌ترین میزان رشد جمعیت به میزان ۴/۹۵۲۰۵۸ بوده است و پس‌از آن به ترتیب در سال ۱۹۸۱ به میزان ۴/۸۷۸۹۳۷ و در سال ۱۹۸۹ (که پایان جنگ تحمیلی است) به میزان ۳/۹۲۷۶۳۴ بوده است. کم‌ترین میزان رشد جمعیت در سال‌های ۱۹۹۳ به میزان ۰/۳۸۴۶۹۵، سال ۱۹۹۲ به میزان ۰/۶۴۳۷۰۶ و بعد از آن در سال ۲۰۲۰ با مقدار ۰/۷۲۲۸۲۳ است.



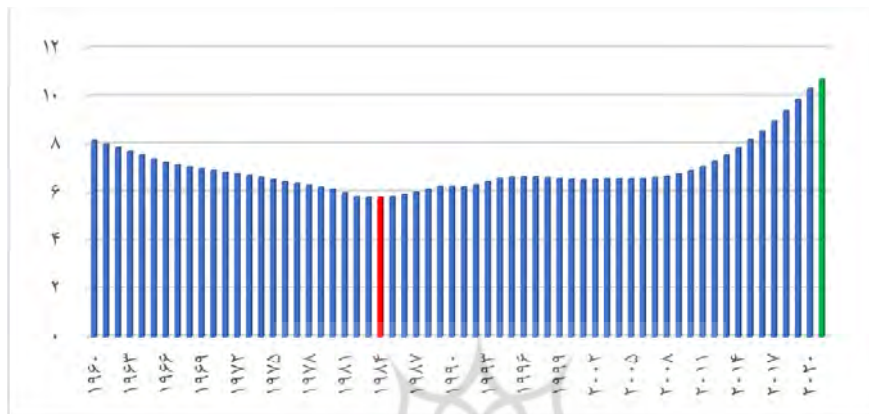
نمودار ۴: روند تغییرات متغیر سهم سن (زیر ۱۴ سال) برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار (۴) متغیر سهم سن (زیر ۱۴ سال) ابتدا روند افزایشی تا سال ۱۹۶۴ داشته است و بعد از آن تا سال ۱۹۸۹ تقریباً ثابت بوده است. از ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۱ روند کاهشی داشته است و از ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱ روند افزایشی اندکی داشته است.

پرتال جامع علوم انسانی

نمودار (۵) روند تغییرات متغیر سهم سن (بالای ۶۴ سال) برای کشور ایران است.



نمودار ۵: روند تغییرات متغیر سهم سن (بالای ۶۴ سال) برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱
منبع: یافته‌های پژوهش

روند تغییرات متغیر سهم سن بالای ۶۴ سال برای کشور ایران در شش دهه گذشته ابتدا روند کاهشی تا سال ۱۹۸۴ که کم‌ترین میزان این متغیر است دارا بوده است و بعد از آن روند افزایش تقریباً همواری تا سال ۲۰۰۷ با مقدار ۶/۵۶۹۵۹ داشته است و بعد از آن سال روند صعودی پیدا کرده است. کم‌ترین میزان این متغیر مربوط به سال‌های جنگ تحمیلی سال ۱۹۸۴ با میزان ۵/۸۰۳۱۷۷، سال ۱۹۸۳ با میزان ۵/۸۰۴۵۳ و سال ۱۹۸۲ با میزان ۵/۸۳۷۱۰۲ است و بیش‌ترین میزان این متغیر مربوط به سال‌های ۲۰۲۱ با میزان ۱۰/۷۱۷۴۱، بعد از سال ۲۰۲۰ با میزان ۱۰/۳۱۵۹۲ و پس از آن مربوط به سال ۲۰۱۹ با میزان ۹/۸۴۹۸۱۷ است.

به‌منظور درک بهتر از جامعه مورد بررسی پژوهش و آشنایی بیشتر با متغیرهای پژوهش حاضر، بهتر است قبل از ارائه آمار استنتاجی و تجزیه و تحلیل داده‌ها، توصیف آماری متغیرها مورد بررسی ارائه شود. آمار توصیفی داده‌ها، گامی در جهت شناخت و تبیین توزیع پراکنش داده‌ها و پایه‌ای برای تعیین روابط بین متغیرهایی است که در پژوهش به کار می‌رود (قلی‌زاده و منوچهری، ۱۴۰۱).

در جدول (۳) آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل برای کشور ایران آورده شده است.

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرهای استفاده شده در مدل برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

| Old – ageDR | YouthDR | Popgrowth | RSGDPpc | CSGDP | |
|-------------|-----------|-----------|-----------|----------|--------------|
| ۷/۰۰۲۷۹۱ | ۶۴/۴۲۲۹۱ | ۲/۲۹۱۶۵۶ | ۴۴۹۶/۰۱۹ | ۶۹/۴۳۶۹۰ | میانگین |
| ۶/۶۲۲۹۴۴ | ۷۹/۵۱۸۱۰ | ۲/۵۴۸۳۶۱ | ۴۳۵۶/۲۷۲ | ۶۷/۹۰۴۷۲ | میانه |
| ۱۰/۷۱۷۴۱ | ۸۵/۷۲۶۵۳ | ۴/۹۵۲۰۵۸ | ۷۶۲۲/۳۴۵ | ۹۲/۳۵۸۹۶ | ماکزیمم |
| ۵/۸۰۳۱۷۷ | ۳۰/۵۸۰۴۵ | ۰/۳۸۴۶۹۵ | ۲۳۴۸/۴۳۰ | ۵۰/۹۰۲۳۴ | مینیمم |
| ۱/۰۶۵۷۳۵ | ۲۲/۰۶۹۱۸ | ۱/۰۵۷۷۰۲ | ۱۱۹۰/۵۶۳ | ۱۱/۲۹۲۳۰ | انحراف معیار |
| ۱/۷۲۴۲۴۴ | -۰/۵۵۲۸۶۸ | ۰/۲۷۲۶۲۹ | -۰/۴۸۱۰۲۶ | ۰/۲۶۰۴۶۵ | چولگی |
| ۵/۸۲۹۲۶۷ | ۱/۴۷۷۹۰۷ | ۲/۴۰۵۲۷۷ | ۲/۷۹۸۱۵۲ | ۱/۹۷۹۹۷۰ | کشیدگی |

منبع: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۳) میانگین سهم مصرف از درآمد برای کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ کشور ایران ۶۹/۴۳۶۹۰، میانگین درآمد سرانه ۴۴۹۶/۰۱۹، میانگین رشد جمعیت ۲/۲۹۱۶۵۶، سهم سن زیر ۱۴ سال (۶۴/۴۲۲۹۱) و سهم سن بالای ۶۴ سال برابر با (۷/۰۰۲۷۹۱) بوده است. در خصوص حداکثر مقدار و حداقل مقدار متغیرهای فوق‌الذکر در نمودارهای فوق به آن‌ها اشاره شد. میانه متغیر سهم مصرف از درآمد برابر با ۶۷/۹۰۴۷۲ و انحراف معیار این متغیر (۱۱/۲۹۲۳۰) می‌باشد.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این پژوهش از الگوی مارکوف - سوئیچینگ جهت بررسی روابط غیرخطی برای اقتصاد کشور ایران در دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از نرم‌افزار اکس متریکس (Oxmetrics) استفاده شده است که منبع جمع‌آوری داده‌ها بانک جهانی است.

الگوی مارکوف - سوئیچینگ زمانی مناسب است که روابط بین متغیرها به صورت غیرخطی باشد که از آزمون نسبت راستنمایی LR استفاده می‌شود. در این آزمون، فرض H_0 بیانگر عدم وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها است و فرض H_1 نشان‌دهنده وجود رابطه خطی بین متغیرها است. طبق جدول (۵) مقدار آماره آزمون برابر با ۴۸/۸۳۵ است و عدد P-value که مربوط به آماره DAVIS است برابر با

۰/۰۰۰۰ است؛ بنابراین غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها رد نمی‌شود.

علاوه بر آزمون LR از معیارهای اطلاعاتی AIC، SC و HQ هم می‌توان برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. ساراداکیس^۱ و همکاران (۲۰۰۳) در پژوهش‌های خود نشان دادند که در صورتی که تعداد مشاهدات و تغییرات در مؤلفه‌ها به اندازه کافی بزرگ باشد، معیار آکائیک می‌تواند تعداد صحیح رژیم‌ها را مشخص کند (برقی اسگویی، ۲۰۱۵). در پژوهش حاضر با توجه به حجم نمونه که برابر با ۶۲ مشاهده است، از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است؛ بنابراین با استفاده از آزمون و معیارهای اطلاعاتی تعداد دو رژیم تعیین شده است. در جدول (۴) نتایج حاصل از این الگو آورده شده است.

جدول ۴: نتایج تخمین مدل مارکوف - سوئیچینگ برای کشور ایران

| متغیر | رژیم یک | | | | رژیم دو | | | |
|------------------------|------------|--------------|-------------|---------------|------------|--------------|-------------|---------------|
| | ضریب | انحراف معیار | آماره t | سطح معنی‌داری | ضریب | انحراف معیار | آماره t | سطح معنی‌داری |
| α | ۳/۱۶۶۲۶ | ۰/۱۶۸۵ | ۱۸/۸ | ۰/۰۰۰ | ۵/۳۵۲۵۵ | ۱/۲۵۰ | ۴/۲۸ | ۰/۰۰۰ |
| <i>RSGDPPc</i> | -۰/۳۳۵۳۴۱ | ۰/۰۲۲۶۴ | -۱۴/۸ | ۰/۰۰۰ | -۱/۱۳۱۸۲ | ۰/۲۸۹۵ | -۳/۹۱ | ۰/۰۰۰ |
| <i>Popgrowth</i> | ۰/۰۸۴۵۰۴۰ | ۰/۰۱۷۶۰ | ۴/۸۰ | ۰/۰۰۰ | -۰/۰۴۳۹۸۸۴ | ۰/۰۳۵۹۷ | -۱/۲۲ | ۰/۲۷۲ |
| <i>YouthDR</i> | -۰/۰۱۲۹۴۳۹ | ۰/۰۴۰۲۹ | -۰/۳۲۱ | ۰/۷۴۹ | -۰/۲۳۳۵۶۸ | ۰/۱۳۲۵ | -۱/۷۶ | ۰/۰۸۴ |
| <i>Old - ageDR</i> | -۰/۰۱۰۲۰۴۱ | ۰/۰۶۷۸۰ | -۱/۵۰ | ۰/۱۳۹ | ۰/۱۲۸۵۶ | ۰/۱۶۶۵ | ۶/۷۸ | ۰/۰۰۰ |
| sigma | ۰/۰۱۷۳۴۳۱ | ۰/۰۰۱۵۶۴ | | | | | | |
| $P\{0 0\}$ | ۰/۹۷۴۱۲۹ | ۰/۰۲۵۵۵ | | | | | | |
| $P\{1 1\}$ | ۰/۹۵۳۳۰۴ | ۰/۰۴۵۶۲ | | | | | | |
| Log-likelihood | | | ۱۵۶/۰۱۴۵۳ | | | | | |
| AIC | | | -۴/۶۱۳۳۷۱۹۳ | | SC | | -۴/۱۶۷۳۵۹۸۹ | |
| Mean (c) | | | ۱/۸۳۵۹۶ | | Se (c) | | ۰/۰۷۰۵۲۱۴ | |
| LR linearity test | | | ۴۸/۸۳۵ | | DAVIES | | ۰/۰۰۰۰ | |
| Approximate upperbound | | | | | | | ۰/۰۰۰۰ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۴) عرض از مبدأ در رژیم دو بیشتر از رژیم یک است و ضریب آن برابر با ۵/۳۵۲۵۵

برآورد شده است و عرض از مبدأ در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است. درآمد سرانه در هر دو رژیم اثر منفی و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد داشته است، به‌طوری‌که ضریب در رژیم یک ($-0/335341$) بیشتر از رژیم دو ($-1/13182$) است. در رژیم یک رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیر رشد جمعیت و سهم درآمد از مصرف مشاهده شده که ضریب آن برابر با $0/0845040$ است؛ اما این رابطه در رژیم دو منفی و غیرمعنی‌دار برآورد شده است. از سوی دیگر سهم سن زیر ۱۴ سال در هر دو رژیم تأثیر منفی و غیرمعنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد دارد، به‌گونه‌ای که ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو است. رابطه مشاهده شده بین متغیر سهم سن بالای ۶۴ سال در رژیم یک منفی و غیرمعنی‌دار و ضریب آن $-0/102041$ و در رژیم دو مثبت و معنی‌دار که ضریب آن برابر با $0/128856$ است.

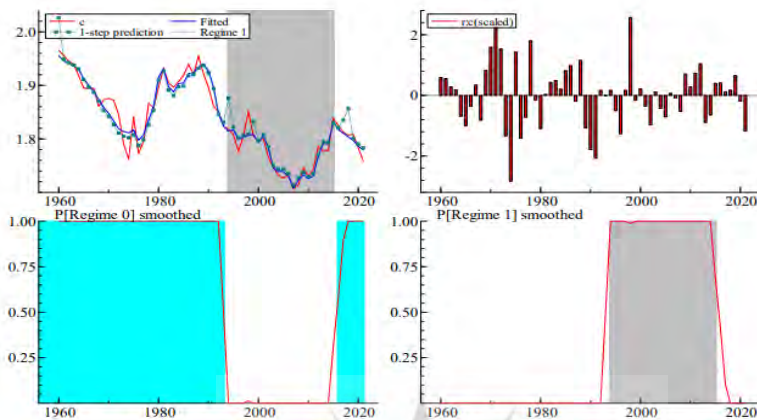
در **جدول (۵)**، به بررسی میزان ثبات و پایداری رژیم‌ها پرداخته می‌شود و همچنین احتمال انتقال هر یک از این رژیم‌ها به رژیم‌های دیگر تحلیل می‌گردد. به منظور انجام این تحلیل، ماتریس احتمال انتقال رژیم‌ها به‌صورت زیر است.

جدول ۵: احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

| | رژیم دو | رژیم یک |
|---------|-----------|------------|
| رژیم یک | $0/46696$ | $0/97413$ |
| رژیم دو | $0/95230$ | $0/025871$ |

منبع: یافته‌های پژوهش

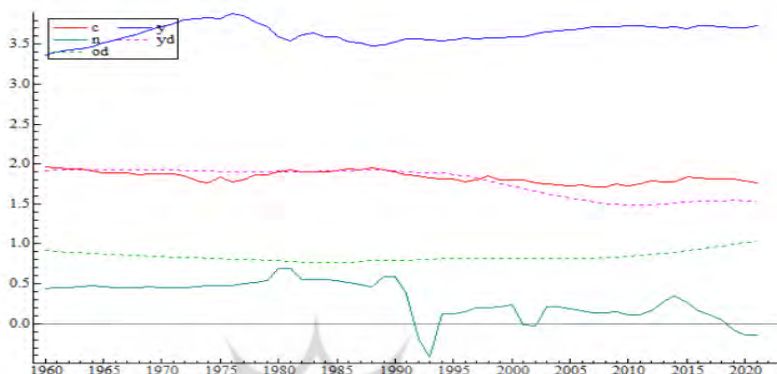
نتایج **جدول (۵)** حاکی از آن است که رژیم یک و دو به ترتیب با احتمال پایداری $0/97$ و $0/95$ از ثبات نسبتاً بالایی برخوردارند. به‌بیان دیگر، احتمال ماندن در رژیم یک برابر با $0/97$ و احتمال ماندن در رژیم دو برابر با $0/95$ است. احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو، حدود $0/04$ است. احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک، $0/02$ است. مقادیر احتمال نشان می‌دهد که رژیم یک نسبت به رژیم دو از ثبات نسبتاً بیشتری برخوردار است، بنابراین در **شکل (۱)** نمودارهای هموار شده احتمالات رژیم‌های یک و دو هستند و مشاهداتی که رژیم یک و رژیم دو در آن قرار می‌گیرند و همچنین جملات اخلاص مدل برآورد شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱: احتمال قرار گرفتن در هر رژیم برای سهم مصرف از درآمد کشور ایران در دوره زمانی (۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱)

شکل (۱) نشان می‌دهد که مدل مارکوف - سوئیچینگ به خوبی برای سهم مصرف از درآمد در کشور ایران مدل‌سازی شده است. در این شکل، نمودارهای قسمت بالا، جملات خطی که تفاوت مقدار واقعی و تخمینی است را نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، جهت سنجش میزان قدرت مدل در برازش رفتار سری زمانی سهم مصرف از درآمد، روند واقعی و برازش شده سهم مصرف از درآمد در این نمودارها، مقایسه شده‌اند؛ بنابراین مدل مارکوف - سوئیچینگ در مدل‌سازی رفتار این متغیر، به خصوص در برازش نوسانات مثبت و منفی آن از عملکرد قابل قبولی برخوردار بوده است. نمودارهای قسمت پایین به طور واضح احتمال قرارگیری در هر رژیم را نشان می‌دهد. در سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ تا ۲۰۲۱ در رژیم یک قرار گرفته است. سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۴ و ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۱ در رژیم دو قرار گرفته است؛ بنابراین می‌توان گفت که رژیم یک میانگین با مصرف بالا و رژیم دو، میانگین با مصرف پایین است.

در شکل (۲) روند کلی متغیرها برای سال‌های (۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱) نشان داده شده است.



شکل ۲: روند کلی متغیرهای مورد بررسی در دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱

مطابق شکل (۲) متغیرهای درآمد سرانه و رشد جمعیت در دوره مورد بررسی یعنی شش دهه گذشته نوسانات زیادی داشته است. درحالی که متغیرهای سهم مصرف از درآمد، سهم سن زیر ۱۴ سال و سهم سن بالای ۶۴ تقریباً روند یکنواختی داشته‌اند. به طوری که متغیر سهم مصرف از درآمد ابتدا روند کاهشی داشته تا سال ۱۹۷۴ و سپس روند افزایشی تا سال ۱۹۷۶ داشته و پس از آن روند کاهشی در سال ۱۹۷۷ به خود گرفته است و بعد از آن روند تقریباً افزایشی تا سال ۱۹۸۷ و روند کاهشی تا ۱۹۹۷ و پس از آن تقریباً به صورت نوسانی بوده است. متغیر سهم سن زیر ۱۴ سال ابتدا روند همواری داشته است تا سال ۱۹۹۶ روند کاهشی تا سال ۲۰۱۰ داشته و پس از آن روند تقریباً همواری داشته است. متغیر سهم سن بالای ۶۴ سال ابتدا روند ثابتی داشته و از سال ۲۰۱۲ روند افزایشی پیدا کرده است.

در مجموع نتایج الگوی مارکوف - سوئیچینگ برای کشور ایران در دوره مذکور نشان داد که درآمد در هر دو رژیم اثر منفی و معنی‌داری بر سهم مصرف از درآمد (APC) داشته است که ضریب آن در رژیم یک بیشتر از رژیم دو برآورد شده است. در رژیم یک رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیر رشد جمعیت و سهم درآمد از مصرف مشاهده شده است؛ اما این رابطه در رژیم دو منفی و غیرمعنی‌دار برآورد شده است.

اثر مبهم ساختار جمعیت بر مصرف در بسیاری از مطالعات تأیید شده است؛ به عنوان مثال، مطالعه برگ^۱ (۱۹۹۶) حاکی از این است که در گروه‌های سنی ۰ تا ۱۹ سال دارای اثر منفی بر روی مصرف هستند در حالی که در گروه‌های ۶۴ سال به بالا دارای اثر مثبت روی مصرف است. لیند و مالبرگ^۲ (۱۹۹۹) در بیست کشور از کشورهای عضو OECD مشاهده کردند که در گروه‌های سنی ۱۵ تا ۲۹ سال اثر جمعیت بر مصرف و پس‌انداز مبهم است، در حالی که در گروه ۶۵ تا ۷۴ سال منفی و یا صفر، و اثر جمعیت ۷۵ سال به بالا مثبت برآورد شده است. همچنین محمدزاده و احمدزاده (۱۳۸۵) بیان کردند که اثرگذاری متغیرهای سنی روی مصرف بلندمدت متفاوت است، به نحوی که گروه‌های جمعیتی بالاتر از ۶۵ سال و بارتکفل پیر تئوری سیکل زندگی مودیگلیانی را تأیید می‌نمایند، در حالی که نتایج مطالعه رسولی و سیاهپوش (۱۳۹۵) برای کشور ایران بیانگر این است افزایش نسبت افراد در گروه‌های سنی ۰ تا ۱۴ سال و ۶۴ سال به بالاتر سبب افزایش مصرف و کاهش پس‌انداز شده است. در مجموع نتایج مطالعات حاضر نیز این عدم تقارن را تأیید می‌نماید.

بحث و نتیجه‌گیری

تحولات جمعیتی و تغییرات در ساختار سنی، از جمله کاهش نرخ باروری، افزایش امید به زندگی و رشد سهم جمعیت سالمند، در دهه‌های اخیر به یکی از چالش‌های مهم اقتصادی، اجتماعی و سیاست‌گذاری در کشورها، به‌ویژه ایران، تبدیل شده است. پژوهش حاضر با بهره‌گیری از الگوی مارکوف - سوئیچینگ به بررسی اثر سهم جمعیت جوان و سالمند بر میل متوسط به مصرف در ایران طی دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۱ پرداخت. یافته‌ها نشان می‌دهند که ساختار سنی جمعیت نقش قابل توجهی در تبیین رفتار مصرفی خانوارها ایفا می‌کند؛ به‌گونه‌ای که افزایش سهم گروه‌های سنی وابسته (به‌ویژه زیر ۱۵ سال و بالای ۶۴ سال) با کاهش پس‌انداز و تغییر در الگوهای مصرفی همراه بوده است. مطالعه حاضر با استناد به نظریه چرخه زندگی مودیگلیانی و برومبرگ، تأیید می‌کند که افراد در طول عمر خود تصمیمات مصرفی و پس‌اندازی را با هدف هموارسازی مصرف دریافت می‌کنند. با افزایش نسبت سالمندان، انتظار می‌رود نرخ پس‌انداز کاهش یابد و الگوهای مصرف نیز به سمت تأمین نیازهای جدید مانند مراقبت‌های بهداشتی سوق پیدا کند. از سوی دیگر، جمعیت فعال اقتصادی (۱۵ تا ۶۴ سال) به‌عنوان موتور اصلی تولید، درآمد و پس‌انداز، می‌تواند نقش مؤثری در پایداری اقتصادی ایفا کند. یافته‌های پژوهش هم‌راستا با مطالعات داخلی و بین‌المللی، از جمله آثار

1. Berg
2. Lindh & Malmberg

برگ، لیند و مالمبرگ، هیگینز، آماگلوبلی و سایرین است که نشان می‌دهد روند سالمندی جمعیت، چنانچه با سیاست‌گذاری مناسب همراه نباشد، می‌تواند آثار منفی بر مصرف، پس‌انداز و درنهایت رشد اقتصادی داشته باشد. از جمله محدودیت‌های این پژوهش این است که داده‌های استفاده شده مبتنی بر داده‌های سالانه و عمدتاً از منابع بین‌المللی (بانک جهانی) بوده است که ممکن است نتواند به‌طور کامل تفاوت‌های منطقه‌ای و بومی کشور ایران را منعکس کند.

اظهاریه قدردانی

نویسندگان از حمایت و همکاری معنوی سردبیر محترم، داوران ناشناس و کارشناسان پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی کمال تشکر را دارد. همچنین از زحمات ویراستاران علمی و ادبی نشریه قدردانی می‌شود.

منابع

- Ansarinassab, M. & Mohamadi, Z. (2019). Investigation of Nonlinear Exchange Rate Behavior in Iran: Evidence from Markov Switching Model. *Journal of Iranian Economic Issues*, 6(1), 21-40. <https://doi.org/10.30465/ce.2019.4916>
- Agustin, F. M. Z., Ambrosio, P. M. A., Mones, E. M. H & Garoy, E. P. (2016). Intertemporal life-cycle theory of consumption.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1), 55-84.
- Ang, A. & Bekaert, G. (1998). Regime switches in interest rates. NBER Working Paper(w6508).
- Attfield, C. L & Cannon, E. (2003). The impact of age distribution variables on the long run consumption function. University of Bristol, Department of Economics.
- Barghi Oskooee, M.M. (2015). The Effect of Real Exchange Rate Volatility on the Export of Iran's Petrochemicals: Markov-Switching Approach. *Journal of Monetary and Financial Economics*, 21(8), 202-231. <https://doi.org/10.22067/pm.v21i8.45865>
- Berg, L. (1996). Age distribution, saving and consumption in Sweden.
- Bodenhorn, H. (2021). Were Late-Nineteenth-Century, Small-Town Americans Life-Cycle Savers?, (No. w28810). National Bureau of Economic Research.
- Browning, M., & Crossley, T. F. (2001). The life-cycle model of consumption and saving. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22. <https://doi.org/10.1257/jep.15.3.3>
- Callen, M.T., & Thimann, M. C. (1997). Empirical determinants of household saving: Evidence from OECD countries. International Monetary Fund.
- Coleman, A. (2006). The life-cycle model, savings and growth. In Reserve Bank workshop on "Housing, savings, and the household balance sheet (Vol. 14).
- Darabe, S., Mirzaee, M. & Raghfar, H. (2015). Effect of Population Aging on Consumption

- Demand in Urban Areas of Iran during 1996 to 2012. *Journal of Population Association of Iran (JPAI)*, 9(18),120-145. <https://doi.org/20.1001.1.1735000.1393.9.18.5.3>
- Deaton, A. (2005). Franco Modigliani and the life cycle theory of consumption. Available at SSRN 686475. DOI (SSRN): 10.2139/ssrn.686475
- Doker, A. C., Turkmen, A., & Emsen, O. S. (2016). What are the demographic determinants of savings? An analysis on transition economies (1993-2013). *Procedia Economics and Finance*, 39, 275-283.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, saving, and the theory of consumer behavior*. Cambridge: Harvard University Press.
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series fourth edition*. New York (US): University of Alabama, 30.
- Erlandsen, S., & Nymoen, R. (2008). Consumption and population age structure. *Journal of Population Economics*, 21(3),505-520. <https://doi.org/10.1007/s00148-006-0088-5>
- Fallahi, F., PourabdalanQuech, M., Bahboodi, D. & Mohseni Zanozi, F.S. (2013). The Asymmetric Effects of Oil Revenue Shocks on Output in Iran Using Markov - Switching Approach. *Iranian Energy Economics Research*, 2(7),103-127.
- Fallahi, F., & Rodríguez, G. (2007). Using Markov-switching models to identify the link between unemployment and criminality.
- Fattahi, Sh. & Nazifi, M. (2014). Modeling Real Exchange Rate in Iran using Markov Switching Autoregressive Model. *The Economic Research and Perspectives*,14(2), 157-178. <https://doi.org/20.1001.1.17356768.1393.14.2.8.9>.
- Friedman, M. (1957). *Theory of the consumption function*. Princeton university press.
- Ganic, M., & Mamuti, A. (2020). A Re-examination of the Validity of the Life Cycle Hypothesis (LCH): Evidence from Emerging Europe. *Croatian Economic Survey*, 22(2), 73-99. <https://doi.org/10.15179/ces.22.2.3>.
- Gholizadeh, A.A. & Manochehri, S. (2022). Estimating the consumer demand for housing in Iran. *Economic Policies and Research*, 1(1), 33-57. <https://doi.org/10.34785/J025.2022.002>
- Goldfeld, S. M., & Quandt, R. E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of econometrics*, 1(1),3-15. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(73\)90002-X](https://doi.org/10.1016/0304-4076(73)90002-X).
- Halliday, T. J., He, H., & Zhang, H. (2009). Health investment over the life-cycle. IZA Discussion Papers, No. 4482. Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn: <http://hdl.handle.net/10419/36074>
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the econometric society*,357-384.
- Jalaei, S.M., Shakibae, A., Nejati, A. & Ansari Nasab, M. (2017). An Investigation of Economic Factors Affecting Output Gap in the Iranian Economy Document Type : Research Paper. *Applied Theories of Economics*, 3(4), 77-100.
- Khodavaisi, H. & Ezatti Shourgoli, A. (2019). Estimating the Fiscal Multipliers in Iran's Economy: An Application for Structural Vector Autoregressive and Markov switching models. **The Economic Research and Perspectives**, 19(4), 77-110. DOR:
- Koosheshi, M. & Niakan, L. (2022). Estimation and Analysis of the First Demographic Dividend in Iran. *Journal of Population Association of Iran (JPAI)*.16(32),7-39. <https://doi.org/10.22034/jpai.2022.549641.1223>
- Kuijs, L. (2006). How will China's saving-investment balance evolve?. World Bank policy

- research working paper(3958).
- Lindh, T., & Malmberg, B. (1999). Age structure effects and growth in the OECD, 1950–1990. *Journal of Population Economics*, 12(3),431-449. <https://doi.org/10.1007/s001480050107>
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., & Servén, L. (2000). Saving in developing countries: An overview. *The World Bank Economic Review*, 14(3),393-414. <https://doi.org/10.1093/wber/14.3.393>
- Mohammadzadeh, P. & Ahmadzadeh, Kh. (2006). The Study of the Effect of Population's Age Structure on Consumption Long- Term Function. *Journal of Economic Research*, 6(22),45-70
- Mirzaie, M. & Darabi, S. (2017). Population Aging in Iran and Rising Health Care Costs. *Salmand. Iranian Journal of Ageing*, 12(2) :156-169. <https://doi.org/salmandj.uswr.ac.ir/article-1-1226-fa.html>
- Najafi KajAbad, Gh., Taghi Gilak, M.T., Zarra Nezhad, M. & Pourfaraj, A.R. (2020). Assessment of the Proposal to Change the Personal Income Tax due to the Features of Khums: Computable General Equilibrium Approach. *Applied Theories of Economics*, 7(1), 61-90. <https://doi.org/10.22034/econj.2019.8439>
- Nasrolahi Vosta, L. & Aghayari Hir, T. (2017). Dynamic Analysis of Population and Its Economic Consequences Using Systems Approach. *Quarterly Journal of Social Development*, 11(3), 167-194. <http://doi.org/10.22055/qjsd.2017.12828>
- Olsho, L. (2006). Spend it while you can still enjoy it: Health, longevity, aging, and consumption in the life cycle. Department of Economics Working Paper, University of Wisconsin-Madison.
- Pantaleo, I. M. (2019). Determinants of Consumption Dynamics in Kagera Region in Tanzania, 1991–2010. *Tanzanian Economic Review*, 8(1&2).
- Poterba, J. M. (Ed.). (2007). International comparisons of household saving. University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/9780226676289>
- saradakis, Z., & Spagnolo, N. (2003). On the determination of the number of regimes in Markov-switching autoregressive models. *Journal of time series analysis*, 24(2),237-252. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00305>
- Quandt, R. E. (1972). A new approach to estimating switching regressions. *Journal of the American statistical association*, 67(338),306-310.
- Ross, J. (2004). Understanding the demographic dividend: the policy project, futures group. One Thomas Circle, NW, Suite 200, Washington DC 2005.
- Zarra Nezhad, M. & Mansouri, S.A. (2016). Estimating Ando-Modigliani Consumption Function Regarding the Kinds of Wealth in Iran. *The Economic Research and Perspectives*, 16(3),131-153. <https://doi.org/20.1001.1.17356768.1395.16.3.6.3>
- Zhang, Y., Guariglia, A., & Dickinson, G. (2015). Old-age dependency and household finance (Working Paper, Department of Economics, University of Birmingham).
- انصاری‌نسب، مسلم؛ فرزام، وحید و اصغری‌نژاد، اعظم (۱۳۹۹). بررسی فرضیه بالاسا- ساموئلسون با تاکید بر فراوانی نسبی نیروی کار ماهر و غیرماهر: کاربردی از رویکرد مارکوف-سوئیچینگ. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۲)، ۲۷-۵۲. <https://doi.org/10.22034/econj.2020.11058>
- رسولی، پروین و سیاهپوش، زهرا (۱۳۹۵). تأثیر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز و مصرف در ایران، راهبرد

توسعه، ۴۷، ۱۶۸-۱۹۸.

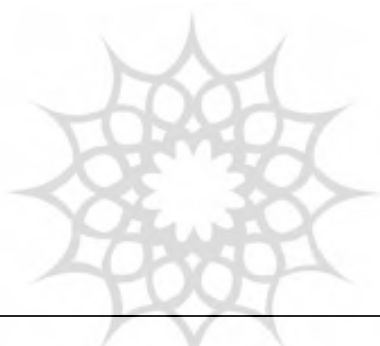
شیری، محمد (۱۳۹۴). مطالعه تأثیر ساختار جمعیت و تحولات جمعیتی- اجتماعی خانوار بر تغییرات الگوی مصرف در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۳-۹۲. پایان‌نامه دکتری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران.

عاقلی، لطفعلی؛ رضا قلی‌زاده، مهدیه و آقای خوندابی، مجید (۱۳۸۸). تأثیر شوک‌های مالی بر مصرف بخش خصوصی در ایران، دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، (۱۵)، ۱۳۵-۱۶۰.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹). رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ، مطالعات اقتصاد انرژی، ۷(۲۶)، ۱۳۱-۱۵۲.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نحوه ارجاع به مقاله:

انصاری نسب، مسلم و بیدمال، نجمه (۱۴۰۴). اثرهای چرخه عمر بر رژیم‌های سهم مصرف از درآمد: رویکرد مارکوف سوئیچینگ. پژوهشنامه اقتصاد و برنامه‌ریزی، ۳۰(۱)، ۱۵۷-۱۲۹.

Ansarinasab, M. & Bidmal, N. (2025). Life Cycle Effects on Consumption Share of Income Regimes: A Markov Switching Approach. *Economic and Planning Research*, 30(1). 129-157.

DOI: <https://doi.org/10.52547/jpbud.30.1.129>

Copyrights:

Copyright for this article is retained by the author(s), with publication rights granted to Planning and Budgeting. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

