

Liquidity Constraints and Durable/Non-durable Consumption Relationship in Iran

Zahra Shahidi¹

| z.shahidi@imps.ac.ir

Seyyed Ahmad Reza Jalali-Naini²

| a.jalalin@imps.ac.ir

Majid Einian³

| einian@gsme.sharif.edu

Abstract In a rational expectation utility optimization model, the consumption profile is smoothed over time and, under some simplifying assumptions, it equals a constant fraction of total lifetime income. For this result to hold, the consumer must be able to transfer income from one period to another. Otherwise, the consumer is under liquidity constraints. The liquidity constraint affects the allocation of durable and non-durable consumption. We focus on the relationship between the marginal utility of household durable good stock and the marginal utility of non-durable consumption. When capital markets are perfect, the marginal utility of these two variables always bears an equilibrium relationship. But if liquidity constraints are binding, the difference between the lagged value of these two variables can predict the current growth change in non-durable consumption. We estimate the long-run relationship between these two variables using an error correction model and a pseudo-panel data set based on Iranian Household Expenditure and Income Surveys (HEIS). In the error correction model, the faster the error of the long-run relationship corrects, the lower the liquidity constraint. This coefficient is estimated to be statistically significant and is in $[-0.22, -0.30]$ range in different estimates, thus we can reject the permanent-income hypothesis and accept that capital markets are not perfect in Iran.

Keywords: Consumption, Permanent-Income-Hypothesis, Liquidity Constraint, Error Correction Model, Pseudo-Panel, Durable Goods.

JEL Classification: C61, D12, H31.

1. M.A. Student in Economics, Institute for Planning and Management Studies (IMPS), Tehran, Iran (Corresponding Author).

2. Associate Professor, Department of Economics, Institute for Planning and Management Studies (IMPS), Tehran, Iran.

3. Research Faculty, Monetary and Banking Research Institute (MBRI), Tehran, Iran.

محدودیت نقدینگی و رابطه مصرف کالای بادوام - بی دوام در اقتصاد ایران^۱

z.shahidi@imps.ac.ir

زهرا شهیدی

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

a.jalalin@imps.ac.ir

سید احمد رضا جلالی نائینی

دانشیار گروه اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول).

einian@gsme.sharif.edu

مجید عینیان

عضو هیئت علمی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی

پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۱۸

دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۳۱

چکیده: به دلیل اثرگذاری محدودیت نقدینگی بر پروفایل مصرف اشخاص و خانوار، یکی از روش‌های تشخیص وجود محدودیت نقدینگی، بررسی چگونگی تخصیص درآمد به مصرف کالای بادوام و بی دوام است. اگر بازارهای مالی کامل باشند، مطلوبیت نهایی مصرف کالای بی دوام و انباشت مصرف کالای بادوام همواره در یک رابطه تعادلی نسبت به یکدیگر خواهند بود. اما با محدودیت نقدینگی تفاوت بین مطلوبیت نهایی این دو متغیر قدرت پیش‌بینی تغییرهای مصرف کالای بی دوام را در دوره بعد خواهد داشت. این پژوهش که با استفاده از داده شبه‌پنل سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۵ به بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف کالای بادوام و بی دوام در غالب یک الگو تصحیح خطا می‌پردازد، ضریب جزء تصحیح خطا را در برآوردهای مختلف، معنادار گزارش می‌کند که نشان‌دهنده وجود محدودیت نقدینگی در ایران است. بنابراین، فرضیه درآمد دائمی در مقابل گزینه دیگر وجود محدودیت نقدینگی رد می‌شود.

کلیدواژه‌ها: مصرف، نظریه درآمد دائمی، محدودیت نقدینگی، الگو تصحیح خطا، شبه‌پنل، کالای بادوام.

طبقه‌بندی JEL: C61, D12, H31

۱. مقاله مستخرج از پایان‌نامه با عنوان «اثر محدودیت نقدینگی بر مصرف در اقتصاد ایران»، در موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی است.

مقدمه

از مهم‌ترین حوزه‌های علم اقتصاد که مفهوم محدودیت نقدینگی باعث تغییر نتایج نظریه‌های آن می‌شود، مصرف است. نوع بازار مالی حاکم بر اقتصاد از حیث میزان وجود محدودیت نقدینگی در آن، بر مصرف و چگونگی تخصیص‌های مصرف‌کننده اثرگذار است و سبب تغییر تصمیم‌های مصرفی جامعه می‌شود. نبود محدودیت نقدینگی به این معنا که مصرف‌کننده می‌تواند یک بخشی یا تمامی درآمد یک دوره خود را به دوره دیگر انتقال دهد، چندان واقعی به نظر نمی‌رسد. از آن‌جا که درآمد جاری شخص در طول زندگی نوسان‌های زیادی دارد، مصرف‌کننده باید بتواند در دوره‌هایی که درآمد جاری‌اش کم‌تر از مصرف بهینه است، از درآمد آینده خود وام بگیرد. در غیر این صورت، به اندازه درآمد جاری‌اش مصرف خواهد کرد. ناتوانی انتقال درآمد کل در دوره‌های مختلف زندگی که از آن با عنوان محدودیت نقدینگی یاد می‌شود، یکی از علل رد نظریه درآمد دائمی است (Zeldes, 1989). محدودیت نقدینگی در حوزه مصرف از این جهت مورد توجه است که بر شکل تابع مصرف و تخصیص‌های مصرف‌کننده بین مصرف، پس‌انداز، و سرمایه‌گذاری اثرگذار است. بدین صورت که تصمیم‌های مصرف و پس‌انداز خانوار در حضور محدودیت نقدینگی متفاوت است، و در صورت وجود محدودیت نقدینگی و نبود پس‌انداز، کاهش درآمد به کاهش مصرف منجر می‌شود. به علاوه، محدودیت نقدینگی بر پس‌انداز اثرگذار است، به این صورت که اگر افراد بدانند که محدودیت نقدینگی وجود ندارد، بابت کاهش درآمد در کوتاه‌مدت نگرانی ندارند، چون در هر دوره می‌توانند با گرفتن وام از کاهش مصرف جلوگیری نمایند. اما احتمال کاهش درآمد در شرایط وجود محدودیت نقدینگی، به پس‌انداز محتاطانه^۱ منجر خواهد شد و در حقیقت پس‌انداز را افزایش خواهد داد (Romer, 2012).

پژوهش‌های متعددی عوامل موثر بر مصرف خانوار را مورد بررسی قرار می‌دهند که عمده این عوامل عبارت‌اند از انتظارات درآمدی، خصوصیت‌های اقتصادی و اجتماعی خانوار، و محدودیت نقدینگی است (رشنوادی و همکاران، ۱۳۹۵). اهمیت وجود محدودیت نقدینگی آن‌جا مشخص می‌گردد که میزان ارتباط بین درآمد جاری و مصرف را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در حقیقت، هر اندازه محدودیت نقدینگی در جامعه‌ای بیش‌تر باشد، مصرف به درآمد جاری شخص بیش‌تر وابسته می‌شود. بنابراین، در چنین شرایطی مصرف‌کننده از تخصیص‌های بهینه فاصله می‌گیرد و کم‌تر از میزان بهینه مصرف می‌کند. این کاهش مصرف که در اثر مسیر مصرفی غیربهینه پدید می‌آید، می‌تواند بر میزان

رفاه جامعه نیز اثرگذار باشد. پس مشخص نمودن وجود محدودیت نقدینگی، میزان اثرگذاری آن بر متغیرهای مختلف اقتصادی و بررسی تاثیر روش‌هایی برای کاهش این محدودیت، سه قدم اصلی پژوهش در این زمینه است. در این پژوهش، علاوه بر این که وجود محدودیت نقدینگی مورد آزمون قرار می‌گیرد، برای نخستین بار در ایران از رابطه بین مصرف کالای بادوام و بی دوام برای برآورد شدت محدودیت نقدینگی و اثر آن بر مصرف استفاده می‌شود.

در حال حاضر، اقتصاددانان توسعه تفاوت میان توسعه‌یافتگی کشورها را در برخورداری از بخش مالی قوی، کارا، و سازمان‌یافته می‌دانند (کشاورزیان پیوستی، ۱۳۸۸). به طور کلی، محدودیت نقدینگی در اثر ناطمینانی بانک‌ها نسبت به بازپرداخت وام توسط وام‌گیرندگان و ناطمینانی بانک‌ها و مردم از درآمدهای آینده پدید می‌آید. در ایران نیز محدودیت نقدینگی ممکن است به دلیل وجود همین ناطمینانی و توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی که به عدم شمول مالی کافی منجر می‌شود، وجود داشته باشد (Einian & Nili, 2020). بنابراین، ویژگی‌های اقتصاد کشور در حال توسعه‌ای مانند ایران دارای ابعاد گسترده‌ای در خصوص محدودیت نقدینگی است. از این‌رو، بررسی اثر وجود محدودیت نقدینگی در راستای سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی و در راستای توسعه نظام مالی حاکم بر اقتصاد امری ضروری به نظر می‌رسد. همچنین، دلالت‌های متفاوتی از حضور محدودیت نقدینگی وجود دارد که برخی آزمون‌پذیر و برخی دیگر آزمون‌ناپذیرند، از جمله این که محدودیت نقدینگی بر میل نهایی مصرف (MPC)^۱ بلندمدت و کوتاه‌مدت اثرگذار است و سبب ایجاد حساسیت اضافه مصرف می‌گردد. در این پژوهش، محدودیت نقدینگی با تاثیری که بر رابطه بلندمدت جریان مصرف کالای کم‌دوام و ذخیره کالای بادوام می‌گذارد، آزمون می‌شود. بنابراین، پرسش اصلی پژوهش را می‌توان این‌گونه مطرح کرد که آیا تفاوت رابطه بلندمدت ذخیره کالای بادوام و جریان مصرف بی‌دوام قدرت پیش‌بینی رشد مصرف را در آینده دارد؟ و در نتیجه، آیا وجود محدودیت نقدینگی در ایران تایید می‌شود؟

مبانی نظری پژوهش

نظریه‌های مدرن تابع مصرف نیز از رویکرد مصرف به عنوان جریانی از خدمات مصرفی برای مفهوم مصرف بهره می‌گیرند. با توجه به تعریف (NIPA)^۲، از مخارج مصرف شخصی همه مصارف به‌جز مخارج مربوط به مسکن، جزئی از مصرف محاسبه می‌شوند که شامل کالای بادوام (برای مثال، وسایل نقلیه موتوری و تجهیزات خانه)، کالای بی‌دوام (برای مثال غذا، لباس، و کفش)، و خدمات (برای

1. Marginal Propensity to Consume
2. National Income and Product Accounts of United States

مثال، بهداشت و درمان) است (Wachtel, 1989). کالای بادوام در اقتصاد به کالایی گفته می‌شود که مطلوبیتی را در طول زمان برای مصرف‌کننده فراهم کند و به‌طور کامل در یک بار استفاده مصرف نشود. در واقع، ویژگی اصلی کالای بادوام توانایی استفاده مداوم از آن در زمانی طولانی بین دو خرید متوالی است که این مدت‌زمان عموماً به بیش‌تر از سه سال اطلاق می‌گردد. قابلیت اجاره دادن کالای بادوام به دلیل خدمتی که در طول زمان ارائه می‌کند وجود دارد که شبیه به کالاهای سرمایه‌ای عمل می‌کند. کالای بی‌دوام کالایی است که برخلاف کالای بادوام، در مدت‌زمان کوتاهی یا در یک بار استفاده مصرف می‌شود. برای بیش‌تر کالاهای بی‌دوام، زمان مصرف باید کم‌تر از سه سال باشد، در نتیجه اقلام زیادی از کالاهای مصرفی را در بر می‌گیرد. نبود محدودیت نقدینگی به این معناست که مصرف‌کننده می‌تواند یک بخش یا تمامی درآمد یک دوره خود را به دوره دیگر انتقال دهد. محدودیت نقدینگی طبق تعریف جافی و استیگلitz^۱ (۱۹۹۰)، وجود تقاضای اضافی برای وام گرفتن با توجه به نرخ بهره جاری از وام‌دهندگان است. در تعریف دیگری که توسط پیساریدز^۲ (۱۹۷۸) عنوان می‌شود، افرادی دچار محدودیت نقدینگی هستند که نرخ بهره آن‌ها به وضعیت مالی‌شان وابسته است.

پژوهش‌ها در مورد تابع مصرف کل با انتشار کتاب نظریه عمومی کینز^۳ (۱۹۳۶) شروع می‌شود و چند سال پس از آن توسط دازنبری^۴ (۱۹۴۹)، و توبین^۵ (۱۹۵۱) ادامه می‌یابد. کینز در نظریه‌ای که به نظریه درآمد مطلق معروف است، بیان می‌کند که افراد در اقتصاد بر اساس قانونی طبیعی و به‌طور میانگین با بالا رفتن درآمد، مصرف خود را افزایش می‌دهند. در نتیجه، در این نظریه درآمد جزء کلیدی توضیح‌دهنده مصرف به حساب می‌آید. در این نظریه، کینز بر اساس یک اصل روان‌شناسی توضیح می‌دهد که اشخاص، هنگامی که درآمدشان افزایش می‌یابد، به‌طور متوسط مصرف خود را افزایش می‌دهند؛ ولی نه به اندازه ازدیاد درآمدشان. یعنی با افزایش درآمد، نسبت افزایش مصرف از افزایش درآمد کم‌تر است. به عبارت دیگر، میل متوسط به مصرف، نزولی است. اهمیت زیادی که کینز برای تابع مصرف در تحلیل‌های مربوط به نوسان‌ها قائل است، باعث می‌شود که پژوهشگران بسیاری مانند فلاوین^۶ (۱۹۸۱)، هیاشی^۷ (۱۹۸۵)، و هال و میشکین^۸ (۱۹۸۰)، به تخمین رابطه بین

1. Jaffee & Stiglitz
2. Pissarides
3. Keynes
4. Duesenberry
5. Tobin
6. Flavin
7. Hayashi
8. Hall & Mishkin

مصرف و درآمد جاری بپردازند، اما این پژوهش‌ها به یک رابطه پایدار و سازگار بین این دو متغیر منجر نمی‌شود. پس از آن، نظریه درآمد دائمی توسط مودیلیانی و برامبرگ^۱ (۱۹۵۴)، فریدمن^۲ (۱۹۵۷)، و بیلسون^۳ (۱۹۸۰) مطرح است. فریدمن (۱۹۵۷)، بیان می‌کند که با توجه به این نظریه، مصرف‌کننده در حالت بهینه همواره کسر ثابتی از درآمد دائمی کل دوران زندگی خود را مصرف می‌کند. وی برخلاف نظریه درآمد مطلق، نظریه خود را بر اساس پایه‌های اقتصاد خرد و خانوار نمونه بنا می‌کند و اهمیت در نظر گرفتن نه تنها حال، بلکه آینده را نیز پررنگ‌تر می‌نماید.

پژوهش‌های بسیاری به آزمون نظریه درآمد دائمی می‌پردازند که در برخی از آن‌ها این نظریه تایید و در برخی دیگر رد می‌شود. برای مثال مانیتساریز^۴ (۲۰۰۶)، با استفاده از داده‌های پنل برای ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا، نوالا^۵ (۲۰۱۰)، برای ۵ کشور از ۶ کشور آفریقایی، و اوسی فوسو و همکاران^۶ (۲۰۱۴)، برای کشور غنا نظریه درآمد دائمی را تایید می‌کنند. در مقابل، پژوهش‌های دیگری به رد نظریه درآمد دائمی دلالت می‌کنند. برای نمونه لوفانگ و همکاران^۷ (۲۰۱۸)، با استفاده از داده‌های سالانه کشور چین در دوره ۲۰۱۶-۱۹۷۰ بیان می‌کنند که تنها ۲۰ درصد جمعیت مطابق نظریه درآمد دائمی رفتار می‌کنند و ۸۰ درصد باقیمانده تصمیم‌های مصرفی خود را بر اساس درآمد جاری شکل می‌دهند. همچنین آککره و یوسو^۸ (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های مصرف بخش خصوصی در نیجریه برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۱، و آفوانا^۹ (۲۰۱۳)، با بکارگیری داده‌های بانک جهانی برای کشور کنیا نشان می‌دهند که نظریه درآمد دائمی در مورد این کشورها برقرار نیست. در صورت رد نظریه درآمد دائمی، وجود محدودیت نقدینگی می‌تواند یکی از عوامل نقض این نظریه به‌شمار آید.

آزمون محدودیت نقدینگی

همان‌طور که اشاره شد، محدودیت نقدینگی را می‌توان با تغییرهای میل نهایی مصرف، حساسیت اضافه مصرف، و ترکیب مصرفی کالای بادوام و بی‌دوام مورد آزمون قرار داد. از جمله دلالت‌های

1. Modigliani & Brumberg
2. Friedman
3. Bilson
4. Manitsaris
5. Nwala
6. Osei-Fosu *et al.*
7. Lunfang *et al.*
8. Akekere & Yousuo
9. Ofwona

بسیار مورد توجه در این زمینه، آزمون حساسیت اضافه است. برخی از پژوهش‌های اقتصادی اظهار می‌کنند که حرکت‌های هماهنگ مصرف و درآمد می‌تواند به وسیله نقش محدودیت نقدینگی به عنوان یک محدودیت اضافه در مسئله تصمیم‌گیری مصرف‌کننده بهتر توضیح داده شود. بیلسون (۱۹۸۰)، با استفاده از داده‌های کشورهای آمریکا، انگلیس، و آلمان غربی که به دلیل محدودیت‌هایی شامل همه مخارج مصرفی از جمله کالاهای بادوام می‌شود، به آزمون محدودیت نقدینگی می‌پردازد. هیاشی (۱۹۸۲)، با استفاده از داده سالانه آمریکا، کسری از مصرف‌کننده‌ها را که دارای رفتار قاعده سرانگشتی کینز هستند، تخمین می‌زند و فلاوین (۱۹۸۵)، بیان می‌کند که مصرف‌کننده‌هایی که دارای رفتار کینزی هستند، بیش‌تر از این‌که نگران آینده نباشند، دچار محدودیت نقدینگی هستند. زلدس (۱۹۸۹)، در پی مطرح کردن محدودیت نقدینگی به عنوان عاملی برای وجود حساسیت اضافه مصرف، تلاش می‌کند که با استفاده از فرضیه وجود محدودیت نقدینگی و داده‌های تابلویی کشور آمریکا در دوره ۱۹۶۸-۱۹۸۲ صحت فرضیه درآمد دائمی را آزمون کند. او با استفاده از روش معادله اوپلر^۱ که توسط هال^۲ (۱۹۷۸)، پی‌ریزی می‌شود و توسط منکیو و شاپیرو^۳ (۱۹۸۵)، و هنسن و سینگلتون^۴ (۱۹۸۳) گسترش می‌یابد، به تخمین ضریب لاگرانژ^۵ معادله اوپلر می‌پردازد. برای این آزمون، وی خانوارها را به صورت برون‌زا با استفاده از معیار نسبت ثروت به متوسط درآمد به دو گروه مقید و نامقید (گروه مواجه با محدودیت نقدینگی و بدون محدودیت نقدینگی) تقسیم می‌کند و خانوارهایی که نسبت ثروت به درآمد جاری آن‌ها زیاد است، خانوارهایی بدون محدودیت نقدینگی، و سایرین را خانوارهای دچار محدودیت نقدینگی می‌نامد (اگر همه شرایط از جمله درآمد آینده را ثابت در نظر بگیریم، افزایش میزان درآمد جاری می‌تواند به از بین رفتن محدودیت نقدینگی کمک کند. بنابراین، به نظر می‌رسد معیار نسبت ثروت به متوسط درآمد، می‌تواند گزینه خوبی برای تقسیم داده‌ها به دو گروه اشاره‌شده باشد). او در ادامه تابع مطلوبیت افراد را نسبت به خوراکی و غیرخوراکی جداپذیر در نظر می‌گیرد و معادله اوپلر را با استفاده از داده‌های مصرفی خوراکی خانوار برآورد می‌کند. در این پژوهش، تخمینی از ضریب لاگرانژ که برابر بخشی از رشد مصرف است و توسط معادله اوپلر توضیح داده نمی‌شود، به دست می‌آید. اگر محدودیت نقدینگی وجود داشته باشد، این تخمین دارای میانگین مثبتی برای گروهی از خانوارهایی است که دارای محدودیت نقدینگی هستند.

1. Euler
2. Hall
3. Mankiw & Shapiro
4. Hansen & Singleton
5. Lagrange Multiplier

نتایج این نظریه به‌طور کلی تاثیر محدودیت نقدینگی بر مصرف را در آمریکا تایید و نظریه درآمد دائمی را رد می‌کند، و در ضمن بیان می‌کند که محدودیت نقدینگی در حالت کلی به رفتار کینزی دلالت نمی‌کند. همچنین، در نتایج پژوهش اشاره می‌شود که معادله اوایلر برای مشاهده‌هایی که در وضعیت محدودیت قرار دارند برقرار نیست، اما برای باقی مشاهده‌ها صادق است. به عبارت دیگر، اگر افراد با محدودیت نقدینگی مواجه نباشند، میزان مصرف بهینه را با توجه به منابع کل دوران زندگی انتخاب می‌کنند. هیاشی (۱۹۸۵)، نیز به بررسی ارتباط میان مصرف ثروت و درآمد برای گروه‌های مختلف می‌پردازد. نتایج مشخص می‌کند که محدودیت نقدینگی در بین خانوارهای جوان با ثروت و پس‌انداز پایین بسیار پررنگ‌تر است. جیلی^۱ (۱۹۹۰)، اظهار می‌کند برخی از پژوهش‌های پیشین از یک محدودیت اساسی که همان غیرقابل مشاهده بودن مصرف‌کننده‌های دچار محدودیت است، رنج می‌برند و مشخصه‌های اندکی برای تعیین اشخاصی که احتمالاً با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند وجود دارد. وی در این پژوهش از روش دیگری استفاده می‌کند تا بتواند مصرف‌کننده‌های دارای محدودیت را تشخیص دهد و مطمئن شود که این محدودیت به‌طور مستقیم از نبود یک بازار مالی کامل نشئت می‌گیرد. او توانست با استفاده از داده‌های (مرکز اطلاعات منابع مالی مصرف‌کننده)^۲، افرادی که از بازارهای اعتباری درخواست وام دارند، ولی با درخواست آنان موافقت نشده بود، شناسایی کند. سپس با توسعه الگویی که رفتار مصرف‌کننده و وام‌دهنده را به‌طور همزمان تعیین‌کننده شرکت یک فرد در بازار مالی می‌داند، میزان وجود محدودیت نقدینگی را ۱۹ درصد تخمین بزند و نشان دهد که این افراد به صورت میانگین سن کم‌تری نسبت به دیگر افراد جامعه دارند. همچنین، در نتایج اشاره می‌کند که مصرف این بخش از جمعیت نسبت به نوسان‌های درآمد جاری دارای حساسیت اضافه است. او همچنین فرض ثابت و برون‌زا بودن کسر خانوارهای دارای محدودیت نقدینگی و در واقع، پارامتر در نظرگرفتن این کسر و سپس تخمین معادله اوایلر برای مصرف را زیر سوال می‌برد. نتایج او نشان می‌دهد که این نسبت به رفتار مصرف‌کننده و وام‌دهنده وابسته است و در اثر تغییر در منابع حال، آینده و خصوصیات واسطه‌های مالی مقادیر متفاوتی دارند. بنابراین، او اظهار می‌کند که در نظرگرفتن متغیرهای جایگزین^۳ برون‌زا و ثابت برای تعیین محدودیت نقدینگی در تخمین معادله اوایلر روش غلطی است و پژوهش‌های پیشین با این که مقادیر مشابهی را برای میزان محدودیت نقدینگی برآورد می‌کنند، این تخمین‌ها احتمالاً ناپایداری این پارامتر و شکاف‌های ساختاری را نشان می‌دهند؛

1. Jappelli
2. Survey of Consumer Finances
3. Proxy

همان‌طور که فلاوین (۱۹۸۵)، زلدس (۱۹۸۹)، و رانکل^۱ (۱۹۹۱)، از این تکنیک برای جداسازی مشاهده‌های نمونه استفاده می‌کنند. نتایج چپلی (۱۹۹۰)، نشان می‌دهد اگرچه دارایی‌های نقدی، پروکسی خوبی برای شناسایی مصرف‌کننده‌های بدون محدودیت است، اما گزینه مناسبی برای تعیین خانوارهای مواجه با محدودیت نقدینگی نیست. بنابراین، وی آزمون‌هایی را که از این‌گونه روش‌ها برای رد نظریه درآمد دائمی استفاده می‌کند، آزمون‌های قدرتمند دائمی نمی‌داند.

مدلی که شیآ^۲ (۱۹۹۵) مطرح می‌کند، آزمون دیگری را برای بررسی علل رد نظریه درآمد دائمی پیشنهاد می‌دهد. با استفاده از این مدل می‌توان وجود دو رفتار متفاوت در مصرف‌کننده را که باعث ایجاد حساسیت اضافه می‌شود، تشخیص داد. یکی رفتار نزدیک‌بینی است که طبق آن افراد همواره کسر ثابتی از درآمد جاری را مصرف می‌کنند و در نتیجه مصرفشان با افزایش یا کاهش درآمد جاری تغییر می‌کند، یا این‌که مصرف‌کننده‌ها دچار محدودیت نقدینگی هستند و به دلیل پس‌انداز کردن و ناتوانی قرض گرفتن در دوره‌های مختلف، مصرف آن‌ها به شوک‌های افزایشی درآمد بیش‌تر از شوک‌های کاهش و واکنش نشان می‌دهد. در ادامه، برخی پژوهش‌ها نیز با بکارگیری همین روش به آزمون نظریه درآمد دائمی می‌پردازند، مانند گومز و پاز^۳ (۲۰۱۰)، که نظریه درآمد دائمی را در کشورهای آمریکای جنوبی با استفاده از اثر درآمد جاری بر رشد مصرف مورد آزمایش قرار می‌دهند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که با کنترل اثر نرخ بهره، همچنان مصرف به درآمد جاری بستگی دارد و وجود محدودیت نقدینگی در کشورهای برزیل و کلمبیا تایید می‌شود. به همین ترتیب خان و نیشاط^۴ (۲۰۱۱)، با استفاده از داده‌های کشور پاکستان نشان می‌دهند نظریه درآمد دائمی در مقابل نظریه درآمد مطلق رد می‌شود و علت آن را وجود محدودیت نقدینگی عنوان می‌کنند.

برخی از پژوهش‌ها سعی می‌کنند این ایده را گسترش دهند که کالاهای بادوام به دلیل این‌که در هنگام خرید قابلیت وثیقه‌گذاری^۵ برای مصرف‌کنندگان فراهم می‌کند، محدودیت نقدینگی تأثیری متفاوت بر آن‌ها نسبت به کالای بی‌دوام دارد، و وجود اخلاص را در تخصیص‌های بین کالاهای بادوام و بی‌دوام نشان می‌دهد، از جمله می‌توان به چاه و همکاران^۶ (۱۹۹۵)، و آلیسی و همکاران^۷ (۱۹۹۷) در این زمینه اشاره نمود.

1. Runkle
2. Shea
3. Gomes & Paz
4. Khan & Nishat

۵. استفاده از کالای بادوام به عنوان وثیقه.

6. Chah *et al.*
7. Alessie *et al.*

چاه و همکاران (۱۹۹۵)، اشاره می‌کنند که هم‌انباشتگی بین مصرف و درآمد جاری نشان از وجود محدودیت نقدینگی دارد، زیرا مفهوم هم‌انباشتگی بین دو متغیر ناظر بر حرکت هماهنگ آن‌هاست و وجود این حرکت هماهنگ به معنای وابستگی بین مصرف و درآمد جاری، یا به عبارتی، وجود محدودیت نقدینگی است. آن‌ها مشکل اصلی برخی پژوهش‌ها در خصوص یافتن آزمون مناسب برای سنجش محدودیت نقدینگی را غیرقابل مشاهده بودن متغیر کلیدی مسئله که همان قیمت سایه‌ای قرض گرفتن است، عنوان می‌کنند. آن‌ها با استفاده از داده‌های کلان ماهانه در سال‌های ۱۹۸۹-۱۹۵۹ و جدا کردن مصرف کالاهای بادوام (به‌طور مشخص خودروی شخصی)، و بی‌دوام آزمون درآمد دائمی را در مقابل محدودیت نقدینگی به کمک الگو تصحیح خطا انجام می‌دهند. در این پژوهش نشان داده می‌شود که محدودیت نقدینگی باعث تغییر رابطه بین انباشت کالای بادوام و مصرف کالای بی‌دوام برای مصرف‌کننده می‌شود. از آن‌جا که وجود یک بازار مالی ناقص به دلیل متفاوت بودن ویژگی‌های کالای بادوام و بی‌دوام به‌طور نامتقارن بر مصرف این دو کالا اثر می‌گذارد، در نتیجه تمرکز این آزمون بر رابطه بین مطلوبیت نهایی انباشت کالای بادوام و مطلوبیت نهایی مصرف کالای بی‌دوام است. نتایج این آزمون مشخص می‌کند که بیش‌تر مصرف‌کنندگان رفتاری جلونگر از خود بروز می‌دهند و مصرف خود را تا جایی که بازارهای مالی به آن‌ها اجازه می‌دهند، هموار می‌سازند. به عبارت دیگر، افراد هنگامی که اطلاعاتی درباره افزایش درآمد دریافت می‌کنند، انباشت مصرف کالای بی‌دوام را افزایش می‌دهند، اما مصرف کالای بادوام به دلیل ناتوانی در تامین منابع آن افزایش نمی‌یابد.

آلیسی و همکاران (۱۹۹۷)، به بررسی علت رونق خرید کالای بادوام در سال‌های پس از ۱۹۸۲ در انگلیس می‌پردازند. آن‌ها شدت وجود محدودیت نقدینگی را پیش و پس از سال ۱۹۸۲ با استفاده از رویکرد معادله اویلر تخمین می‌زنند. این پژوهش با استفاده از رویکرد مستقیم، افراد دارای محدودیت نقدینگی را با اطلاعات موسسه‌های مالی انگلیس شناسایی می‌کنند. نتایج حاکی از این است که محدودیت نقدینگی پیش و پس از ۱۹۸۲ متفاوت است و خصوصاً در افراد جوان محدودیت نقدینگی برای خرید کالای بادوام در سال‌های ۱۹۷۰ تا اوایل دهه ۱۹۸۰ وجود دارد و آزادسازی مالی پس از ۱۹۸۲ به رونق یک‌باره خرید کالای بادوام برای این گروه منجر می‌شود.

برآورد میزان وجود محدودیت نقدینگی در کشورهای مختلف

ماریجر^۱ (۱۹۸۶) با استفاده از داده‌های مقطعی آمریکا در سال‌های ۱۹۶۳-۱۹۶۲ محدودیت نقدینگی را به صورت درون‌زا با مقدار ۱۹/۴ درصد برای خانوارهای آمریکایی تخمین می‌زند. این برآورد در پژوهش هال و میشکین (۱۹۸۰)، با استفاده از داده‌های پنل ۲۰ درصد و در شبیه‌سازی که توسط هابارد و همکاران^۲ (۱۹۸۶) انجام می‌شود، ۱۹ درصد گزارش می‌شود. طبق این نتایج به نظر می‌رسد در حدود کسری معادل ۲۰ درصد از جمعیت رفتاری خلاف نظریه درآمد دائمی از خود بروز می‌دهند. بلاندل-ویگنال و همکاران^۳ (۱۹۹۰)، محدودیت نقدینگی را در کشورهای توسعه‌یافته مد نظر قرار می‌دهند. آن‌ها آزمون حساسیت اضافه را برای سه دهه ۱۹۸۰-۱۹۶۰ و به‌طور جداگانه برای هر یک از کشورهای عضو OECD^۴ نیز با داده‌های تلفیقی کشورهای آمریکا، ژاپن، انگلستان، کانادا، و استرالیا برآورد می‌کنند. بر اساس نتایج، محدودیت نقدینگی در کشورهای آمریکا، ژاپن، و کانادا به مرور زمان کاهش می‌یابد. در انگلستان حساسیت نسبت به درآمد جاری در سه دهه مورد بررسی با معنا و مقدار ۰/۲ است. در آلمان و فرانسه نیز سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی معنادار و در طول زمان ثابت است. بنابراین، تقریباً در تمام کشورها، محدودیت نقدینگی وجود دارد، از این‌رو فرضیه درآمد دائمی نقض می‌شود. حبیب‌الله و همکاران^۵ (۲۰۰۶)، سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی را در ۱۰ کشور آسیایی از جمله اندونزی، مالزی، میانمار، نپال، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی، سریلانکا، تایوان، و تایلند بررسی می‌کنند. یافته‌های آنان بیانگر وجود محدودیت نقدینگی در تمامی کشورهای مورد بررسی است، هرچند شدت آن از ۲۵ درصد در تایوان تا ۹۸ درصد در نپال متغیر است.

محدودیت نقدینگی در نقش یک متغیر تعیین‌کننده در رفتار مصرف-پس‌انداز کشورهای درحال توسعه مانند ایران که عموماً دارای نظام مالی توسعه‌نیافته است، ظاهر می‌شود. همچنین، نااطمینانی خانوارها از درآمدهای آینده خود که از مشخصه‌های بارز کشورهای درحال توسعه است، می‌تواند سبب تاثیر بیش‌تر محدودیت نقدینگی بر مصرف و افزایش پس‌انداز محتاطانه شود (Derakhshan, 2012). علاوه بر این، در ایران توزیع دسترسی به انواع وام‌ها برای تمام اقشار جامعه یکسان نیست و برخی گروه‌ها مانند کارمندان دولت (به پشتوانه اطمینان بیش‌تر از درآمدهای آتی)، کم‌تر با محدودیت نقدینگی

1. Mariger
2. Hubbard *et al.*
3. Blundell-Wignal *et al.*
4. Organization for Economic Cooperation and Development
5. Habibullah *et al.*

مواجه هستند. عینیان و نیلی (۲۰۲۰)، با استفاده از اطلاعات شغلی سرپرستان خانوار در ایران، دو گروه خانوارهای دارای محدودیت نقدینگی و بدون آن را بر اساس اشتغال در بخش دولتی ایجاد می‌کنند. سپس از داده بودجه خانوار و درآمد برای تخمین معادله اوپلر و در نتیجه، تحلیل حساسیت اضافه استفاده می‌کنند. از آنجایی که کارمندان دولت نسبت به کارمندان بخش خصوصی دسترسی بهتری به وام و منابع مالی دارند، حساسیت اضافه در این گروه نسبت به گروه دوم مقدار بسیار کمتری دارد. نتایج نشان می‌دهد که حساسیت اضافه مصرف در ایران به وجود محدودیت نقدینگی مرتبط است.

الگو

با توجه با آنچه بکستر^۱ (۱۹۹۶) بیان می‌کند، در الگو تعادل عمومی اگر به مصرف‌کننده شوکی وارد شود و بداند که این شوک تاثیری بر درآمد و ثروت آینده وی دارد، آن‌گاه مصرف کالای بی‌دوام سریعاً باید به این شوک پاسخ دهد. پس اگر اطلاعات وقفه‌ای درباره مطلوبیت نهایی کالای بادوام تغییرهای مطلوبیت نهایی کالای بی‌دوام را پیش‌بینی کند، با فرض کامل بودن بازار سرمایه در تضاد است. در ادامه، الگوی محدودیت نقدینگی را با استفاده از بسط مدل چاه و همکاران (۱۹۹۵)، برای داده‌های پنل و اضافه کردن اندیس i تحت شرایط ثابت نبودن قیمت‌های نسبی و نرخ بهره متغیر بررسی می‌شود.

$$\text{Max}_{C_{i,t}, K_{i,t}, A_{i,t}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-t} U(C_{i,t}, K_{i,t}) \quad (1)$$

s.t

$$A_{i,t} = (1 + r_t)A_{i,t-1} + Y_{i,t} - C_{i,t} - P_{dt}(K_{i,t} - (1 - \delta)K_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$A_{i,t} + \varphi_i P_{dt} K_{i,t} \leq 0 \quad t=0, 1, 2, \dots \quad (3)$$

$C_{i,t}$: مصرف کالاهای بی‌دوام مشاهده i در دوره t , $K_{i,t}$: میزان انباشت کالای بادوام مشاهده i در انتهای دوره t , $Y_{i,t}$: درآمد مشاهده i در دوره t , P_{dt} : قیمت نسبی کالاهای بادوام نسبت به کالای بی‌دوام در دوره t , E_0 : امید انتظاری فرد بر اساس اطلاعات موجود در دسترس، T_t : نرخ بهره حقیقی در دوره t , و $A_{i,t}$: ثروت مالی مشاهده i در انتهای دوره t است. اگر $\varphi_i = 0$ باشد، آن‌گاه مصرف‌کننده نمی‌تواند از درآمد آینده خود برای خرید کالاهای بادوام قرض بگیرد و اگر $\varphi_i = 1$ باشد، خرید کالای بادوام به‌طور کامل با وام امکان‌پذیر است و تنها باید مقدار کل دارایی‌های فرد نامنفی باشد. با

جایگزینی قید اول در تابع مطلوبیت، تابع لاگرانژ و شرایط مرتبه اول به صورت زیر است:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (1 + \rho)^{-1} \{ U \left((1 + r_t)A_{i,t-1} + Y_{i,t} - C_{i,t} - P_{dt}(K_{i,t} - (1 - \delta)K_{i,t-1}) - A_{i,t}, K_{i,t} \right) + \mu_{i,t}(A_{i,t} + \varphi_i P_{dt} K_{i,t}) \} \quad (4)$$

$$E_t \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} U_{ci}(t+1) = U_{ci}(t) - \mu_{i,t}$$

$$U_{Ki}(t) = P_{dt} \left[U_{ci}(t) - \frac{1-\delta}{1+\rho} E_t((1 + \pi_{t+1})U_{ci}(t+1)) \right] - \varphi_i P_{dt} \mu_{i,t} \quad (5)$$

به طوری که $1 + \pi_{t+1} = P_{dt+1}/P_{dt}$

پس از جایگذاری مقادیر به دست آمده به معادله زیر می‌رسیم:

$$U_c(t) = \frac{1+r_{t+1}}{R_{t+1}^K} \frac{1}{P_{dt}} U_{Ki}(t) + \frac{\varphi_i(1+r_{t+1}) - (1-\delta)(1+\pi_{t+1})}{R_{t+1}^K} \mu_{i,t} \quad (6)$$

$$U_{ci}(t+1) - \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} U_{ci}(t) = \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (7)$$

$$= \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \cdot \frac{R_{t+1}^K}{\varphi_i(1+r_{t+1}) - (1-\delta)(1+\pi_{t+1})} \left[U_{ci}(t) - \frac{1+r_{t+1}}{R_{t+1}^K} \frac{1}{P_{dt}} U_{Ki}(t) \right] + \varepsilon_{i,t+1}$$

که در آن، $R_{t+1}^K = (1 + r_{t+1}) - (1 - \delta)(1 + \pi_{t+1})$ است. $\mu_{i,t}$ ضریب لاگرانژ محدودیت دوم در مسئله بهینه‌سازی و $\varepsilon_{i,t+1}$ جمله خطای تصادفی است. معادله (۷)، بیان می‌کند که وقتی محدودیت نقدینگی برقرار باشد، متغیر وقفه‌ای تفاوت بین مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام، قدرت پیش‌بینی تغییرهای آینده مطلوبیت نهایی کالای بی‌دوام را خواهد داشت. هنگامی که φ_i برابر یک باشد، رابطه دارای ضریب منفی معادل $-\frac{1+\rho}{1+r_{t+1}}$ است که این ضریب به دلیل متغیر بودن نرخ بهره، در طول زمان ثابت نیست. اما اگر φ_i برابر صفر باشد، رابطه با یک ضریب متغیر در زمان مثبت وارد می‌شود. رابطه (۷)، در واقع گزاره آزمون‌پذیر این نظریه است. طبق این معادله، می‌توان آزمون کرد که آیا تغییرهای ناشی از رابطه بلندمدت بین کالای بادوام و بی‌دوام، توان پیشگویی تغییرهای مصرف کالاهای بی‌دوام را دارد؟ اگر پیش‌بینی‌پذیر بود، محدودیت نقدینگی وجود دارد. حال اگر فرض کنیم تابع مطلوبیتی به فرم CES به شکل $U = \eta_t C_{i,t}^{1-\alpha} + \nu_t K_{i,t}^{1-\beta}$ داشته باشیم، α و β پارامتر و η و ν شوک‌های تصادفی به تابع مطلوبیت هستند که برای مصرف‌کننده مشاهده‌پذیر است، ولی برای اقتصاددان

مشاهده پذیر نیست. با جایگذاری مشتق های این تابع در معادله (۷) داریم:

$$\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t+1}^{-1/\alpha} - \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}}\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha} = \frac{1+\rho}{1+r_{t+1}} \cdot \frac{R_{t+1}^K}{\varphi_i(1+r_{t+1})-(1-\delta)(1+\pi_{t+1})} \left[\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha} - \frac{1+r_{t+1}}{R_{t+1}^K} \frac{1}{P_{dt}} \cdot v_t(1-1/\beta)K_{i,t}^{-1/\beta} \right] + \varepsilon_{i,t+1} \quad (8)$$

$$\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha} = \frac{1+r_{t+1}}{R_{t+1}^K} \frac{1}{P_{dt}} \cdot v_t(1-1/\beta)K_{i,t}^{-1/\beta} + \frac{\varphi_i(1+r_{t+1})-(1-\delta)(1+\pi_{t+1})}{R_{t+1}^K} \cdot \mu_{i,t}$$

معادله (۸) را بر $\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha}$ تقسیم می کنیم:

$$1 = \frac{1+r_{t+1}}{R_{t+1}^K} \frac{1}{P_{dt}} \frac{v_t(1-1/\beta)K_{i,t}^{-1/\beta}}{\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha}} + \frac{\varphi_i(1+r_{t+1})-(1-\delta)(1+\pi_{t+1})}{R_{t+1}^K} \cdot \frac{\mu_{i,t}}{\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha}} \quad (9)$$

$$\frac{1+r_{t+1}}{R_{t+1}^K} \frac{1}{P_{dt}} \frac{v_t(1-1/\beta)K_{i,t}^{-1/\beta}}{\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha}} = 1 - \frac{\varphi_i(1+r_{t+1})-(1-\delta)(1+\pi_{t+1})}{R_{t+1}^K} \cdot \frac{\mu_{i,t}}{\eta_t(1-1/\alpha)C_{i,t}^{-1/\alpha}} \quad (10)$$

همچنین، با جایگذاری مشتق ها در معادله (۶) داریم:

$$\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \frac{\eta_{t+1}}{\eta_t} \left\{ \frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}} \right\}^{-1/\alpha} = 1 - \frac{\mu_{i,t}}{(1-1/\alpha)\eta_t C_{i,t}^{-1/\alpha}} \quad (11)$$

$$\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho} \frac{\eta_{t+1}}{\eta_t} C_{i,t+1}^{-1/\alpha} = \eta_t C_{i,t}^{-1/\alpha} - \frac{\mu_{i,t}}{(1-1/\alpha)} \quad (12)$$

از دو معادله بالا لگاریتم می گیریم و از تقریب $\ln(1+x) \cong x$ استفاده می کنیم:

$$\ln C_{i,t} = \lambda_i + \alpha/\beta \ln K_{i,t} + \alpha \ln P_{dt} + \alpha \ln R_{t+1}^K - \alpha r_{t+1} + Z_{i,t} \quad (13)$$

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \theta^0 + \alpha r_{t+1} + \theta_{i,t+1}^2 Z_{i,t} + \alpha \Delta \ln \eta_{t+1} - \alpha \varepsilon_{i,t+1} \quad (14)$$

که در آن مقادیر $Z_{i,t}$ و $\theta_{i,t+1}^2$ به شکل زیر تعریف می شوند:

$$\theta_{i,t+1}^2 = - \frac{R_{t+1}^K}{\varphi_i(1+r_{t+1})-(1-\delta)(1+\pi_{t+1})} \quad (15)$$

$$Z_{i,t} = \alpha \ln \eta_t - \alpha \ln v_t + \alpha \left(\frac{1}{\theta_{i,t+1}^2} \right) \frac{\mu_{i,t}}{(1-1/\alpha)\eta_t C_{i,t}^{-1/\alpha}} \quad (16)$$

پژوهش‌های بسیاری مانند انگل و گرنجر^۱ (۱۹۸۷)، نشان می‌دهند که مصرف به‌خوبی به عنوان یک فرایند دارای ریشه واحد توضیح داده می‌شود، بنابراین نرخ رشد مصرف باثبات است. این مطلب بیان می‌کند که سمت راست معادله (۱۳)، شامل $Z_{i,t}$ نیز باید باثبات باشد. از آنجایی که $Z_{i,t}$ جزء خطای معادله به حساب می‌آید، این معادله ضرورتاً یک رابطه هم‌انباشتگی بین انباشت کالای بادوام و مصرف کالای بی‌دوام را مشخص می‌کند. $Z_{i,t}$ که تابعی از ضریب لاگرانژ $(\mu_{i,t})$ است، تغییرهای آینده مصرف کالای بی‌دوام را پیش‌بینی می‌کند و نیز جزء تصحیح خطاست. ضریب $Z_{i,t}$ که به وسیله $\theta_{i,t+1}^2$ شناخته می‌شود، هم تابعی از φ_i است. برای مقادیر φ_i سه حالت زیر را در نظر می‌گیریم:

(۱) اگر φ_i برابر یک باشد، بنابراین $\theta_{i,t+1}^2$ ثابت و برابر ۱- خواهد بود. این مطلب نشان می‌دهد که خطای مصرف به‌سرعت در یک دوره به‌طور کامل تصحیح می‌شود و محدودیت نقدینگی وجود ندارد. اما برای سایر مقادیر φ_i تابعی از زمان به دلیل وجود نرخ بهره (r_{t+1}) و هزینه اجاره (R_{t+1}^K) خواهد بود. (۲) به‌ازای $\varphi_i < 1$ ولی صفر نباشد، میانگین مقادیر $\theta_{i,t+1}^2$ منفی می‌شود و اگر ضریب $\theta_{i,t+1}^2$ به لحاظ آماری دارای اهمیت باشد، این موضوع استنباط می‌شود که کالای بادوام به صورت ۱۰۰ درصد تامین‌پذیر نیست و به بیش از یک دوره برای تصحیح خطای آن نیازمند است. (۳) اگر $\varphi_i \cong 0$ باشد، میانگین مقادیر ضریب $\theta_{i,t+1}^2$ مثبت خواهد بود. در این حالت، از آنجا که ضریب تصحیح خطا با علامت مثبت وارد الگو می‌شود، الگو شکلی انفجاری به خود می‌گیرد که قابل قبول نیست.

آزمون اهمیت آماری $\theta_{i,t+1}^2$ در معادله (۱۴)، همان آزمون حضور محدودیت نقدینگی تاثیرگذار بر مصرف خواهد بود. البته باید خاطر نشان کرد که این آزمون، یک‌طرفه است و تنها می‌توان حضور محدودیت نقدینگی را با آن ثابت نمود و نبود محدودیت نقدینگی در آن مشخص نمی‌شود. این استنباط به اندازه‌ای دقیق هست که بتواند بین پیش‌بینی آن با الگوهای دیگر تفاوت بگذارد. برای مثال، الگو درآمد دائمی در حالتی که شوک‌های غیرقابل مشاهده وجود نداشته باشد، پیش‌بینی می‌کند که متغیرهای موجود در دوره t یا قبل‌تر هیچ‌گونه قدرت پیش‌بینی برای تغییرهای مصرف ندارند. همچنین، الگوی رفتار کینزی از سوی دیگر عنوان می‌کند تغییرهای درآمد قابل تصرف که رویت‌پذیر باشد، باید توانایی پیش‌بینی تغییرهای مصرف را در دوره بعد داشته باشد. مقادیر غیرقابل مشاهده η_t و ν_t در تابع مطلوبیت تحلیل را پیچیده می‌کند. رابطه هم‌انباشتگی بین کالای بی‌دوام و بادوام تا زمانی برقرار است که اجزای غیرقابل مشاهده باثبات باشند. اما جزء خطای معادله هم‌انباشتگی

نه تنها تابعی از ضریب لاگرانژ بلکه تابعی از η_t نیز است. حضور این اجزا تاثیری بر خصوصیت‌های سازگاری تخمین‌های بردار هم‌انباشتگی ندارد. اما در استنتاج‌های برآمده از معادله تصحیح خطا موثر است. به شکل دقیق‌تر، حتی در نبود محدودیت نقدینگی جزء تصحیح خطا می‌تواند قدرت پیش‌بینی تغییرهای مصرف کالای بی‌دوام را داشته باشد. به این دلیل که جزء تصحیح خطای $Z_{i,t}$ که شامل $\ln\eta_t$ است، ممکن است با خطای معادله (۱۴)، که شامل $\Delta \ln\eta_t$ است، رابطه داشته باشد. بنابراین، اگر ما اجازه دهیم که مقادیر غیرقابل مشاهده‌ای برای تابع مطلوبیت وجود داشته باشد، برای تخمین معادله (۱۴)، باید از متغیر ابزاری برای جزء تصحیح خطا استفاده کنیم، به شکلی که این جزء با $\Delta \ln\eta_t$ یا $\varepsilon_{i,t+1}$ در ارتباط نباشد. در انتها، برای تخمین از یک معادله تصحیح خطای کلی به همراه وقفه‌های تفاضلی در مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام استفاده می‌کنیم.

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \theta^0 + \theta^1 r_{t+1} + \theta^2_{i,t+1} Z_{i,t} + \theta^3 \Delta \ln C_{i,t} + \theta^4 \Delta \ln K_{i,t} + \tau_{i,t+1} \quad (17)$$

که در آن، $\tau_{i,t+1}$ جزء خطای شامل $\Delta \ln\eta_{t+1}$ و $\varepsilon_{i,t+1}$ تعریف می‌شود. آزمون معناداری ضریب $Z_{i,t}$ به لحاظ آماری در این معادله برابر آزمون حضور محدودیت نقدینگی تاثیرگذار بر مصرف خواهد بود. از معادله‌های (۱۳) و (۱۷)، در جهت تخمین $\theta^2_{i,t+1}$ استفاده می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

داده‌ها

در این پژوهش، از داده‌های سالانه «هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی» مرکز آمار ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۵ استفاده می‌شود. این داده‌ها به صورت سری زمانی از داده‌های مقطعی است و پنل واقعی نیستند. برای بررسی مصرف به صورت پویا در حالت ایده‌آل به یک پنل واقعی نیاز است که جامعه نمونه آن ثابت باشد، تا بتوان متغیرهای مربوط به افراد یکسان در طول زمان بررسی شود. اما در صورت نبود پنل واقعی نیز می‌توان با ساخت شبه‌پنل از داده‌های مقطعی موجود در سطح گروه‌های ساخته‌شده از ویژگی‌های پنل آن استفاده نمود. به‌طور کلی، با توجه به این که داده‌های پنل واقعی برای بسیاری از کشورها وجود ندارند و عموماً دارای دوره‌های طولانی نیستند، داده مقطعی بودجه خانوار ایران با فراهم آوردن شرایط ساخت شبه‌پنل برای یک دوره ۲۰ ساله، گزینه مناسبی برای استفاده در این پژوهش به حساب می‌آید.

ساخت شبه پنل^۱

از آنجا که داده‌های موجود به شکل مقطعی هستند، بنابراین نتایج دیتون^۲ (۱۹۸۵)، می‌توان تحت شرایطی این داده‌ها را به شکلی که به لحاظ اقتصادسنجی معتبر باشد، به شبه پنل تبدیل شود و با این داده‌ها مطابق یک پنل واقعی در برآوردها رفتار نمود. روش کار بدین صورت است که چون برای هر مشاهده در مقطع t مشاهده $t-1$ موجود نیست، گروه‌هایی تعریف می‌کنیم که دارای ویژگی‌های یکسانی در بین مشاهده‌ها باشند. سپس میانگین این گروه‌ها را به عنوان مشاهده‌های جدید در نظر می‌گیریم. در نتیجه، برای گروه i در دوره t میانگین همان گروه در دوره $t-1$ متغیر وقفه را تشکیل می‌دهد. دیتون (۱۹۸۵)، بحث می‌کند که این نوع پنل‌ها از مشکل فرسایش داده که در اثر کاهش تعداد نمونه سال آخر نسبت به سال اول پدید می‌آید، رنج نمی‌برند و ممکن است نسبت به پنل‌های موجود دارای دوره‌های طولانی‌تری باشند. بلاندل و همکاران^۳ (۱۹۹۴)، بیان می‌کنند داده‌های شبه پنل در تخمین الگوهای دوران زندگی دارای مشکل آریبی کل نیز نیستند. در خصوص شرایط ساخت این پنل، دیتون (۱۹۹۷) بیان می‌کند دو شرط اصلی برای دستیابی به رفتار میانگین هر گروه در طول زمان نیاز است. اولین شرط این است که جمعیت به شکل گسترده‌ای از مهاجرت تاثیر نپذیرد و دوم این که گروه‌های خاصی با میانگین سنی بالا که نرخ مرگ‌ومیر آن‌ها زیاد باشد، وجود نداشته باشد.

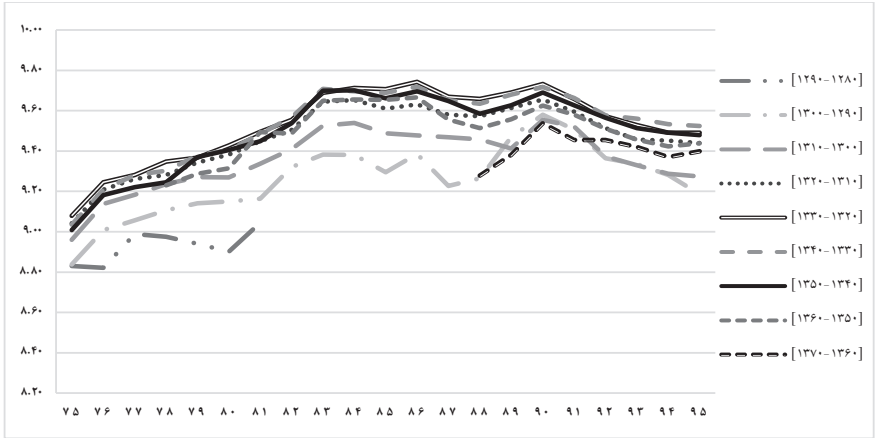
در واقع، گروه‌های ساخته‌شده به این شکل یک متغیر ابزاری^۴ به حساب می‌آیند و باید دارای همه ویژگی‌های یک متغیر ابزاری باشند، یعنی باید برون‌زا و معتبر باشند و از متغیر توضیحی مستقل باشند. به عبارت دیگر، نحوه ساخت این گروه‌ها باید به گونه‌ای باشد که متغیر توضیحی آن‌ها در طول زمان متفاوت باشد و به علاوه، برای تمام افراد قابل مشاهده باشد. به این ترتیب، ویژگی‌هایی مانند سن یا جنس معیار خوبی برای تشکیل این گروه‌هاست (Verbeek, 2008).

در ابتدای این پژوهش در نظر داشتیم از معیار دهک‌های درآمدی برای ساخت شبه پنل استفاده کنیم، اما از آنجایی که درآمد افراد در طول زمان تغییر می‌یابد، این معیار در شرط یکسان بودن ویژگی در طول زمان صدق نمی‌کند. در حقیقت، برای ساخت شبه پنل در هر دوره میانگین نمونه‌های مشخصی محاسبه می‌شود که این نمونه‌ها بر اساس معیار انتخاب‌شده تعیین می‌گردند. حال اگر فرض کنیم معیار، دهک درآمدی افراد باشد، به دلیل این که احتمال دارد هر سال افراد بین دهک‌های

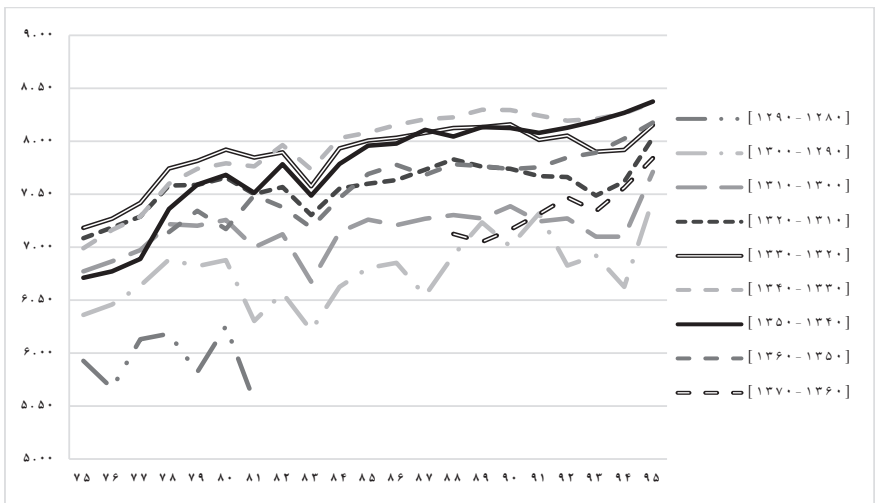
1. Pseudo Panel
2. Deaton
3. Blundell *et al.*
4. Instrumental Variable (IV)

مختلف جابه‌جا شوند، جامعه‌ای که قصد نمونه‌برداری از آن را داریم، تغییر می‌یابد. این در حالی است که متولدان دهه‌های مختلف همواره عضوی از گروه مشخصی هستند که در گذر زمان تغییر نمی‌کند. پس نمونه‌برداری از جامعه ثابتی صورت می‌گیرد که در نهایت می‌توان از میانگین این نمونه‌ها برای ساخت شبه‌پنل استفاده نمود. در این پژوهش نیز گروه‌ها را بر اساس متولدان دهه‌های مختلف شکل می‌دهیم. سپس میانگین این گروه‌ها را حساب می‌کنیم و داده شبه‌پنل به‌دست‌آمده را برای الگو مورد نظر بکار می‌گیریم. به وسیله این داده‌ها می‌توان به مقادیر مصرف کالای بی‌دوام - بادوام دسترسی پیدا کرد. مصرف کالای بادوام برخلاف کالای بی‌دوام متغیری پیوسته نیست. اگر تعداد خریده‌ها به صورت مستقل بین افراد توزیع شده باشد، می‌توان با ساخت انباشت کالای بادوام متغیری پیوسته از مصرف آن به‌وجود آورد و با میانگین گروه‌ها می‌توان به عنوان یک متغیر پیوسته در سطح شبه‌پنل رفتار کرد. برای این منظور باید فرض کرد که اعضای گروه‌ها از شوک‌های کلان و محدودیت نقدینگی یکسان بهره‌مند هستند. برای ساخت این متغیر، مجموع کل خریده‌های سالانه محاسبه می‌شود و با توجه به ضریب استهلاک آن کالا، متغیر انباشت در طول زمان تشکیل داده می‌شود. نیاز به اشاره است که به منظور ساخت انباشت اولیه از ۶ سال قبل (۱۳۶۹) شروع می‌شود و انباشت کالا در سال ۱۳۷۴ برای گروه‌های اشاره‌شده محاسبه می‌شود. در این حالت، اثر سرمایه اولیه مجهول (۱۳۶۸)، K_{1368} به اندازه $0/00006(K_{1368}) = 0/2 K_{1368}$ خواهد بود.

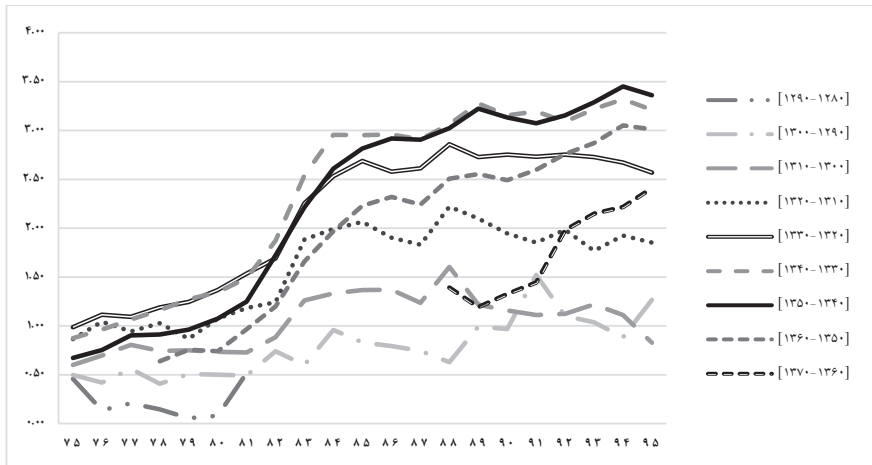
متغیر نرخ بهره را مطابق گزارشی از بانک مرکزی ایران برابر نرخ بهره موزون سپرده‌ها در نظر می‌گیریم و نرخ تورم کالای بادوام به بی‌دوام را با استفاده از گزارش‌های شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بانک مرکزی به‌دست می‌آوریم. متغیرهای مصرف کالای بی‌دوام و بادوام میانگین لگاریتم مصرف گروه‌های ساخته‌شده بر اساس متولدان دهه‌های مختلف است. نمودارهای این متغیرها در طول زمان برای گروه‌های مختلف در تصویر (۱) آورده می‌شوند.



نمودار ۱: سری زمانی لگاریتم مصرف کالای بی دوام



نمودار ۲: سری زمانی لگاریتم انباشت کالای بادوام



نمودار ۳: سری زمانی لگاریتم انباشت خودرو

نمودارهای بالا، روند میانگین لگاریتم مصرف حقیقی کالای بادوام و بی دوام را برای متولدان دهه‌های مختلف نشان می‌دهد. مصرف کالای بادوام به دو گروه خودرو و قطعات مربوط به آن و سایر کالاهای بادوام تقسیم می‌شود. این نمودارها با نتایجی که صالحی اصفهانی و مارکوا (۲۰۱۱) به دست می‌آورند، سازگار است. طبق نتایج این پژوهش، متولدان دهه ۱۳۲۰ و ۱۳۳۰ نسبت به گروه‌های جوان‌تر و پیرتر از خودشان از مصرف و درآمد بالاتری بهره‌مند هستند. این مطلب از نمودار مصرف کالای بی دوام استنتاج می‌شود. علاوه بر این، با توجه به ساخت متغیر انباشت کالای بادوام در این پژوهش مشاهده می‌شود که مقدار انباشت کالای بادوام برای این دو گروه بیش‌تر از سایر گروه‌هاست. ریشه واحد از ویژگی‌های یک روند آماری است که به بررسی ثبات متغیر می‌پردازد. یک سری زمانی هنگامی دارای ریشه واحد است یا به اصطلاح ماناست که میانگین، واریانس، و ضرایب خودهمبستگی آن مستقل از زمان باشد. در خصوص داده‌های پنل نیز می‌توان از اطلاعات موجود در بُعد مقطعی و بکارگیری قضیه حد مرکزی برای استنباط ثبات یا نبود ثبات متغیرها استفاده کرد. آزمون‌های بسیاری مانند لوین و همکاران^۱ (LLC) (۲۰۰۲)، برایتونگ^۲ (۱۹۹۹)، ایم و همکاران^۳

1. Salehi-Isfahani & Marku
2. Levin *et al.*
3. Breitung
4. Im *et al.*

(IPS) (۲۰۰۳)، هادری^۱، و فیشر^۲ (۱۹۳۲)، برای تشخیص بود یا نبود ریشه واحد در داده‌های پنل وجود دارند، اما از آنجایی که داده‌های پنل در این پژوهش به شکل نامتقارن^۳ است، تنها می‌توان از دو آزمون فیشر (۱۹۳۲)، و ایم و همکاران (IPS) (۲۰۰۳) استفاده کرد. پس از تایید وجود ریشه واحد در پنل باید بررسی شود که آیا دو متغیر مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام هم‌انباشته هستند یا خیر. در تخمین روابط بلندمدت همه خصوصیات توضیح‌داده‌شده (متغیرها) و توضیح‌داده‌نشده (شامل جمله خطا) برای متغیر توضیحی، جزء اساسی معادله بلندمدت هستند و این رابطه زمانی برقرار است که هر انحرافی از متغیر توضیحی دارای طبیعتی موقتی باشد. به صورت واضح‌تر، اگر جزء خطا یک روند تصادفی داشته باشد، خطاهای الگو شکلی تجمعی به خود می‌گیرند و انحراف‌های اتفاق افتاده حذف نمی‌شود. بنابراین، فرضیه کلیدی بر این است که جمله خطا دارای توالی باثباتی باشد. روش‌های مختلفی برای تخمین رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. پژوهش‌هایی مانند وسترلاند^۴ (۲۰۰۷)، کائو^۵ (۱۹۹۹)، و پدرونی^۶ (۱۹۹۹)، روش‌های متفاوتی برای مشخص کردن بود یا نبود رابطه هم‌انباشتگی معرفی می‌کنند. با فرض وجود هم‌انباشتگی متغیرهای مورد بررسی، می‌توان به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخت. روش‌های پدرونی (۱۹۹۹)، وسترلاند (۲۰۰۷)، و کائو (۱۹۹۹)، اگرچه برای آزمون بود یا نبود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها استفاده می‌شوند، ولی قادر به تخمین ضرایب بلندمدت یا کوتاه‌مدت در الگوهای تصحیح خطای پنل نیستند. در الگوهای پنل در صورت وجود رابطه هم‌انباشتگی، تخمین‌زن‌های مختلفی برای تخمین بردارهای هم‌انباشتگی مانند حداقل مربع‌های معمولی^۷ (OLS)، حداقل مربع‌های معمولی تعدیل‌شده کامل^۸ (FMOLS)، و حداقل مربع‌های معمولی پویا^۹ (DOLS) وجود دارد.

در الگوهای پنل هم‌انباشته استفاده از روش (OLS)، برای تخمین رابطه بلندمدت نتایج تورش‌داری را به همراه دارد. بنابراین، استفاده از این روش نتایج قابل‌اعتمادی در بر ندارد. همچنین کائو و چیانگ^{۱۰} (۲۰۰۰)، نشان می‌دهند که در پنل‌های همگن تخمین‌زنده‌های (DOLS) و (FMOLS)، از تورش

1. Hadri
2. Fisher
3. Unbalanced Panel
4. Westerlund
5. Kao
6. Pedroni
7. Ordinary least squares
8. Fully Modified Ordinary Least Squares
9. Dynamic Ordinary Least Squares
10. Kao & Chiang

نمونه‌ای کمی برخوردار هستند و هر دو تخمین‌زن به‌طور کلی نتایج تقریباً یکسانی ارائه می‌کنند که برای تجزیه و تحلیل مناسب هستند. اما در مورد در پنل‌های ناهمگن (OLS)، در بیش‌تر مواقع اریب است و این اریب ناچیز نخواهد بود. حتی تخمین‌زننده (FMOLS)، اریب بیش‌تری نسبت به (OLS) از خود نشان می‌دهد و عملکرد ضعیف‌تری دارد. این مسئله را می‌توان به تصحیح ناپارامتری این روش مرتبط دانست. بالعکس تخمین‌زننده (DOLS)، نسبت به روش‌های دیگر دارای تورش بسیار ناچیزی است. همچنین، قضیه حد بازگشتی، حد توزیع‌های روش (DOLS)، و آماره t مربوط به آن را به‌خوبی تخمین می‌زند و در واقع، این روش بهترین تخمین‌زننده را برای پنل‌های ناهمگن فراهم می‌کند. به علاوه، در رگرسیون‌های پنل هم‌انباشته استفاده از روش (DOLS) توصیه می‌شود (Kao & Chiang, 2000).

یکی از ویژگی‌های اساسی متغیرهای هم‌انباشته این است که مسیر زمانی آن‌ها از ایجاد هر انحراف نسبت به تعادل بلندمدت اثر می‌پذیرد. پس اگر بنا باشد سیستم به تعادل بلندمدت بازگردد، حرکت‌های تعدادی از متغیرها باید به میزان بزرگی انحراف‌ها پاسخ دهند و به اصطلاح خطای به‌وجودآمده را نسبت به تعادل تصحیح نمایند. الگوی پویای به‌دست‌آمده از این مبحث را الگو تصحیح خطا می‌نامیم. در یک الگو تصحیح خطا انحراف‌های تعادل بر متغیرهای پویای کوتاه‌مدت اثر می‌گذارند. جمله‌ها و خطای این الگو در کوتاه‌مدت و بلندمدت وایت نویز^۱ است و با هم در ارتباط‌اند و به انحراف‌های دوره‌های قبلی از تعادل بلندمدت وابسته‌اند. بنابراین، علاوه بر رابطه بلندمدت دو متغیر اشاره‌شده باید رابطه کوتاه‌مدت بین آن‌ها نیز تخمین زده شود. در پنل‌های کلان چون T (زمان)، نسبت به N (تعداد نمونه) خیلی کوچک نیست، برخی از پژوهشگران از تخمین‌زننده اثرهای ثابت^۲ استفاده می‌کنند و بیان می‌کنند که این تخمین دارای تورش چندانی نیست. جودسون و اون^۳ (۱۹۹۹)، با استفاده از آزمایش‌های مونت-کارلو^۴ نشان می‌دهند تخمین اثرهای ثابت حتی وقتی $T=30$ باشد نیز تورش قابل‌توجهی دارد. آن‌ها در این حالت روش اثرهای ثابت تصحیح‌شده و محاسبه‌شده به وسیله اندرسون و هشیاو^۵ (۱۹۸۲)، را به عنوان بهترین، و روش GMM^۶ را به عنوان دومین الگو کارآمد در این شرایط معرفی می‌کنند که در این پژوهش از هر دو روش برای تخمین رابطه کوتاه‌مدت بهره گرفته می‌شود.

1. White Noise
2. Fixed Effect
3. Judson & Owen
4. Monte-Carlo
5. Anderson & Hsiao
6. The Generalized Method of Moments

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

نتایج آزمون ریشه واحد

برای محاسبه‌ها از نرم‌افزار آر استودیو^۱ نسخه ۱/۲/۵۰۰۱ و استاتان^۲ نسخه ۱۵ بهره گرفته می‌شود. در آزمون ریشه واحد از آنجایی که پنل نامتقارن است، از آزمون ریشه واحد فیشر و IPS بهره می‌گیریم. نتایج این آزمون در جدول (۱) آورده می‌شود.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد (P-Value)

متغیر	IPS	Fisher
مصرف کالای بی‌دوام	۰/۷۹۴	۰/۹۹۸
انباشت خودرو	۰/۹۱۱	۰/۶۷
درآمد کل	۰/۳۶۱	۰/۸۴۶
انباشت کالای بادوام (به‌جز خودرو)	۰/۰۰۰۱	۰/۰۲۴
خدمات	۰/۰۰۰۱	۰/۰۴۱

همان‌طور که مشاهده می‌شود، فرض صفر (همه پنل‌ها دارای ریشه واحد هستند)، در مورد مصرف کالای بی‌دوام، انباشت مصرف خودرو، و درآمد رد نمی‌شود. اما انباشت مصرف کالای بادوام پس از کنار گذاشتن روند زمانی دارای ریشه واحد نیست و روند باثباتی را از خود نشان می‌دهد. پس این بخش از انباشت کالای بادوام را از محاسبه‌ها کنار می‌گذاریم. برای آزمون‌های دیگر ریشه واحد که نیازمند برابری تعداد اعضای پنل‌هاست، می‌توان پنل‌هایی که تعداد متفاوتی دارند (گروه‌های {۱۲۹۰-۱۲۸۰}، {۱۳۶۰-۱۳۵۰}، و {۱۳۷۰-۱۳۶۰}) را حذف نمود و آزمون‌های LLC و برایتونگ (۱۹۹۹) را انجام داد. نتایج در جدول (۲) آورده می‌شود.

1. R Studio
2. STATA

جدول ۲: آزمون ریشه واحد با حذف گروه‌های نامتقارن (P-Value)

Breitung	LLC	متغیر
۱/۰۰۰	۰/۳۷۹	مصرف کالای بی دوام
۰/۹۵۹	۰/۷۰۵	انباشت خودرو
۰/۸۰۵	۰/۱۴۲	درآمد کل

همان‌طور که انتظار می‌رود، نتایج یکسانی در مورد وجود ریشه واحد در متغیرها به دست آمد.

نتایج آزمون هم‌انباشستگی

به منظور آزمون هم‌انباشستگی از آزمون پدرونی (۱۹۹۹)، که پیش از این مطرح شد، استفاده می‌شود. این آزمون از جامعیت بیش‌تری نسبت به آزمون‌های دیگر برخوردار است و امکان ناهمگنی ضرایب عرض از مبدا و روند را بین مقاطع مختلف فراهم می‌نماید.

جدول ۳: آزمون هم‌انباشستگی پنل پدرونی

آزمون پدرونی	بدون در نظر گرفتن روند زمانی		با در نظر گرفتن روند زمانی	
	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال
Modified Phillips-Perron	۱/۷۳	۰/۰۴۱	۲/۳۴۲	۰/۰۰۹
Phillips-Perron	-۳/۴۹۵	۰/۰۰۰۲	-۱۲/۰۵۲	۰
Augmented Dickey-Fuller	-۴/۱۹۶	۰	-	-

جدول (۳)، نتایج آزمون هم‌انباشستگی پدرونی را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌انباشستگی پنل بین مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام رد می‌شود. علاوه بر آزمون هم‌انباشستگی پنل پدرونی، آزمون هم‌انباشستگی باقیمانده‌های پنل کائو (۱۹۹۹)، نیز برای اطمینان از نتایج انجام می‌شود.

جدول ۴: آزمون هم‌انباشتگی پنل کائو

آزمون کائو	آماره t	احتمال
Modified Dickey-Fuller	۲/۹۲۷	۰/۰۰۱۷
Dickey-Fuller	۳/۷۲۳	۰/۰۰۰۱
Augmented Dickey-Fuller	۴/۰۳	۰
Unadjusted Modified Dickey	-۵/۹۶۳	۰
Unadjusted Dickey-Fuller	-۴/۹۳۴	۰

در این آزمون نیز فرض صفر نبود رابطه هم‌انباشتگی به‌طور قوی رد می‌شود و رابطه هم‌انباشتگی پنل بین متغیرهای مورد بررسی را در پژوهش تایید می‌کند. بنابراین، می‌توان گفت متغیرهای پژوهش گرایش به یک رابطه بلندمدت دارند که در مرحله بعد این رابطه بلندمدت برآورد می‌گردد.

برآورد رابطه بلندمدت و جزء تصحیح خطا

با توجه به اثبات وجود رابطه هم‌انباشتگی پنل بین متغیرهای الگو، در مرحله بعد به تخمین و برآورد ضرایب بلندمدت متغیرها می‌پردازیم. در این تخمین، همان‌گونه که اشاره شد، از روش DOLS که نسبت به سایر روش‌ها دارای تورش کم‌تری است، استفاده می‌شود. معادله رابطه بلندمدت بین مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام به شرح زیر است.

$$LnC_{i,t} = \lambda_i + \alpha/\beta LnK_{i,t} + \alpha LnP_{dt} + \alpha LnR_{t+1}^K + ar_{t+1} + Z_{i,t} \quad (۱۸)$$

پس از تخمین، نتایج زیر حاصل می‌شود:

جدول ۵: تخمین رابطه بلندمدت

متغیر وابسته $\ln C_{it}$	Coefficient	Std.Err	t value	Pr(t >0)
$\ln K_{i,t}$	۰/۱۵۳	۰/۰۵۷	۲/۶۷۷	**
$\ln P_{dt}$	۰/۷۰۹	۰/۰۶۴	۱۱/۰۲۸	***
r_{t+1}	-۰/۳۸۷	۰/۰۱۴	-۲۵/۹۱۷	***
$\ln R_{i+1}^k$	۵/۵۰۹	۰/۱۲۲	۴۴/۷۰۸	***

توجه: ** معناداری در سطح ۹۵ درصد، و *** معناداری در سطح ۹۹ درصد اطمینان است.

جدول (۵)، نتایج برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه الگو به صورت لگاریتمی برآورد می‌شود، ضرایب به دست آمده نشان‌دهنده کشش رشد مصرف نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی است. هزینه تعدیل دارای بیشترین کشش در بین متغیرهاست و پس از آن رشد نسبت قیمت‌ها ضریب بالایی در توضیح‌دهندگی رشد مصرف به خود اختصاص می‌دهد. این متغیر با علامت مثبت در معادله وارد می‌شود. به این دلیل که با رشد نسبت قیمت خودرو به کالای بی‌دوام، مصرف کالای بی‌دوام افزایش می‌یابد. ضریب انباشت کالای بادوام نیز معادل ۰/۱۵ برآورد می‌شود. تمامی ضرایب نیز به لحاظ آماری معنادار هستند. هدف این تخمین به دست آوردن جزء تصحیح خطا یعنی همان جمله خطای معادله (۱۸)، برای استفاده در تخمین رابطه کوتاه‌مدت است. برای برقراری رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر یادشده و اطمینان از ضرایب به دست آمده جمله خطای معادله باید با ثبات باشد. پس آزمون IPS و فیشر را این بار برای انجام می‌شود.

جدول ۶: آزمون ریشه واحد جزء تصحیح خطا

متغیر	IPS	Fisher
$Z_{i,t}$ (جمله خطا)	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰

نتایج این آزمون‌ها با فرض صفر وجود ریشه واحد به‌طور قوی رد می‌شود و نشان‌دهنده ثبات خطاست. در نتیجه، می‌توان الگو تصحیح خطا را برای این دو متغیر بکار گرفت.

برآورد رابطه کوتاه‌مدت

حال تغییرهای رشد مصرف کالای بی‌دوام در یک الگو پویا بر تغییرهای رشد انباشت خودرو و جزء تصحیح خطای به‌دست‌آمده از بخش قبل تخمین زده می‌شود. معادله مورد نظر به صورت زیر است:

$$\Delta \text{Ln}C_{i,t+1} = \theta^0 + \theta^1 r_{t+1} + \theta_{i,t+1}^2 Z_{i,t} + \theta^3 \Delta \text{Ln}C_{i,t} + \theta^4 \Delta \text{Ln}K_{i,t} + \tau_{i,t+1} \quad (19)$$

همان‌طور که پیش از این عنوان شد، ضریب $Z_{i,t}$ که عددی بین ۰ و ۱- است، بیانگر سرعت تصحیح خطای ایجادشده در رابطه بلندمدت است و تفسیری از بود یا نبود محدودیت نقدینگی ارائه می‌کند. هرچه انحراف از رابطه تعادلی بین مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام با سرعت بیش‌تری در دوره بعد تصحیح شود، محدودیت نقدینگی کم‌تر است. از آنجایی که وجود یک بازار مالی کامل ($\varphi_i = 1$)، به معنای تصحیح سریع و ۱۰۰ درصدی خطا ایجادشده در دوره قبل است، بیش‌ترین مقدار این ضریب برابر ۱- است. پس نبود محدودیت نقدینگی سبب می‌شود $\theta_{i,t+1}^2$ عددی ثابت و برابر ۱- باشد. اما اگر بازار کامل نباشد (حالتی که $\varphi_i < 1$)، $\theta_{i,t+1}^2$ تابعی از زمان و عددی بین ۰ و ۱- است و به معنای ناتوانی تصحیح خطای کامل در یک دوره و وجود محدودیت نقدینگی است. محدودیت این الگو، معنادار بودن این ضریب و منفی بودن علامت آن است. اگر میانگین ضرایب $\theta_{i,t+1}^2$ عددی نزدیک به صفر باشد و به لحاظ آماری معنادار نباشد، الگو از حالت تصحیح خطا خارج می‌شود، و در صورتی که $\theta_{i,t+1}^2$ مثبت و معنادار باشد ($\varphi_i \cong 0$)، الگو شکلی انفجاری به خود می‌گیرد. نتایج این تخمین با استفاده از روش GMM به شرح زیر است:

جدول ۷: تخمین رابطه کوتاه‌مدت به روش GMM

Dependent Variable	Coefficient	Std. Err.	P>z	Conf 95%	Interval
$\Delta \text{Ln}C_{i,t}$	۰/۱۴۷	۰/۰۸۰	۰/۰۶۷	-۰/۰۱	۰/۳۰۴
r_{t+1}	-۰/۰۲۱	۰/۰۰۲	.	-۰/۰۲۷	-۰/۰۱۶
$\Delta \text{Ln}K_{i,t}$	-۰/۰۵۶	۰/۰۲۷	۰/۰۳۷	-۰/۱۱	-۰/۰۰۳
$Z_{i,t}$	-۰/۲۹۶	۰/۱۰۷	۰/۰۰۶	-۰/۵۰۷	-۰/۰۸۵
Constant	۰/۳۱۳	۰/۰۴۱	.	۰/۲۳۱۲	۰/۳۹۴

ضریب جزء تصحیح خطا، همان طور که انتظار می‌رود، منفی و معنادار است و مقدار ۰/۲۹- گزارش می‌شود. در نتیجه، فرضیه وجود محدودیت نقدینگی در ایران تایید می‌گردد. به علاوه، متغیر انباشت مصرف خودرو با ضریب منفی وارد معادله می‌شود و معنادار است. به این معنا که در حضور محدودیت نقدینگی افزایش درآمد پیش‌بینی شده به دلیل ناتوانی در تامین مالی کالای بادوام، صرف افزایش مصرف کالای بی‌دوام می‌شود و چون برای انباشت کالای بادوام هزینه نمی‌شود، اثری منفی برای این متغیر برجای می‌گذارد. در تخمین تمامی معادله‌ها از وقفه رشد درآمد به عنوان متغیر ابزاری برای جلوگیری از همبستگی بین جزء خطا و شوک‌های تابع مطلوبیت استفاده می‌شود. در حقیقت، حتی با خارج کردن اثرهای شوک‌های تابع مطلوبیت، متغیرهای وقفه‌ای مصرف کالاهای بادوام و انباشت خودرو، قدرت پیش‌بینی تغییرهای مصرف کالای بی‌دوام را خواهند داشت. بنابراین، فرضیه درآمد دائمی در مقابل گزینه دیگر محدودیت نقدینگی رد می‌شود. با توجه به مباحث مطرح شده در محث روش‌شناسی و امکان وجود ارباب در تخمین GMM برای داده‌های پنل کلان، از روش توصیه شده متغیر ابزاری اندرسون و هشیاو^۱ (۱۹۸۲)، برای تخمین مجدد معادله استفاده می‌شود.

جدول ۸: تخمین رابطه کوتاه‌مدت به روش متغیر ابزاری Anderson-Hsiao

Dependent Variable	Coefficient	Std. Err.	P>z	95% Conf Interval
$\Delta \ln C_{i,t}$	۰/۱۲۲	۰/۰۸۴	۰/۱۴۸	-۰/۰۴۳ - ۰/۲۸۷
r_{t+1}	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۳	۰	-۰/۰۲۸ - -۰/۰۱۶
$\Delta \ln K_{i,t}$	-۰/۰۵۹	۰/۰۲۸	۰/۰۴	-۰/۱۱۵ - -۰/۰۰۲
$Z_{i,t}$	-۰/۲۲۹	۰/۱۰۸	۰/۰۳۳	-۰/۴۴۱ - -۰/۰۱۸
Constant	۰/۳۱۸	۰/۰۴۴	۰	۰/۲۳۱ - ۰/۴۰۵

در این برآورد نیز همانند حالت پیشین معناداری ضریب جزء تصحیح خطا با مقداری معادل ۰/۲۲- تایید می‌شود، اما نسبت به حالت پیشین، چون دارای ضریب کم‌تری است، به وجود محدودیت نقدینگی شدیدتری اشاره می‌کند. ضریب متغیر انباشت کالای بادوام، وقفه متغیر وابسته، و نرخ بهره تغییر چندانی نسبت به روش قبلی از خود نشان نمی‌دهند، و تنها تفاوت آن بی‌معنا شدن ضریب وقفه متغیر وابسته است و وجود محدودیت نقدینگی همچنان به قوت خود باقی است.

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، محدودیت نقدینگی از طریق تأثیری که بر رابطه بلندمدت جریان مصرف کالای کم‌دوام و ذخیره کالای بادوام می‌گذارد، آزمون می‌شود. برای این منظور با استفاده از داده بودجه خانوار و ساخت شبه‌پنل، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام تخمین زده می‌شود و از جزء خطای آن برای تخمین معادله کوتاه‌مدت استفاده می‌گردد. با توجه به این که در الگو تصحیح خطا، ضریب جزء تصحیح خطا بیانگر سرعت اصلاح خطای ایجادشده در رابطه بلندمدت است، می‌تواند تفسیری از بود یا نبود محدودیت نقدینگی ارائه کند. به این صورت که هر چه انحراف از رابطه تعادلی بین مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام با سرعت بیش‌تری در دوره بعد تصحیح شود، محدودیت نقدینگی کم‌تر خواهد بود. این ضریب در برآوردهای مختلف معنادار گزارش می‌شود. نظریه‌ها و نتایج، این توصیف را از رفتار مصرف‌کننده ارائه می‌دهند که افراد مصرف خود را تا آن جایی که بازارهای مالی به آن‌ها اجازه می‌دهند، هموار می‌سازند. در شرایط وجود محدودیت نقدینگی، منفی و معنادار بودن ضریب انباشت مصرف کالای بادوام به این معناست که افزایش درآمد پیش‌بینی‌شده به دلیل ناتوانی در تامین مالی کالای بادوام، صرف افزایش مصرف کالای بی‌دوام می‌شود و چون برای انباشت کالای بادوام هزینه نمی‌شود، اثری منفی برای این متغیر برجای می‌گذارد و سبب کاهش انباشت کالای بادوام می‌شود. به علاوه، نتایج حاکی از آن است که حتی با خارج کردن اثرهای شوک‌های تابع مطلوبیت، متغیرهای وقفه‌ای مصرف کالای بی‌دوام و انباشت کالای بادوام قدرت پیش‌بینی تغییرهای مصرف کالای بی‌دوام را خواهند داشت. بنابراین، فرضیه درآمد دائمی در مقابل گزینه دیگر وجود محدودیت نقدینگی رد می‌شود. علاوه بر این، مقادیر ضرایب تخمینی به‌طور عمومی با فرضیه محدودیت نقدینگی سازگار است و به سطح بالای وجود محدودیت نقدینگی در ایران اشاره دارد.

با توجه به آنچه اشاره شد، وجود محدودیت نقدینگی به انتخاب اجباری تخصیص ناپهینه توسط بخشی از جامعه منجر می‌شود و رفاه را کاهش می‌دهد. پس حرکت به سمت آزادسازی مالی، شناسایی گروه‌هایی که با محدودیت نقدینگی بیش‌تری مواجه‌اند (مانند جوان‌ها)، و ایجاد بستری برای تسهیل اعطای وام به آن‌ها به احتمال بتواند بخش قابل‌توجهی از این رفاه ازدست‌رفته را جبران نماید. در این راستا، بررسی سیاست‌های پولی و مالی در حضور محدودیت نقدینگی یا تأثیرهای کاهش محدودیت نقدینگی بر بخش‌های مختلف اقتصاد می‌تواند به مشخص شدن هرچه بیش‌تر نقش محدودیت نقدینگی در اقتصاد کمک کند. همچنین، با توجه به این که محدودیت نقدینگی از

متغیرهای بسیاری مانند نرخ بهره، نرخ تورم، میزان رشد اقتصادی، و ترکیب سبد مصرفی خانوار تاثیر می‌پذیرد، در آینده می‌توان به بررسی اثرهای این متغیرها بر محدودیت نقدینگی پرداخت.

منابع

الف) فارسی

- رشنودی، لیلا؛ مظاهری، میثم، و مزیکی، علی (۱۳۹۵)، بررسی اثر بیکاری بر تغییرات مصرف خانوارها در ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۱(۲)، ۶۶-۵۵.
- کشاوریان پیوستی، اکبر (۱۳۸۸). تخمین نرخ سود بهینه بانکی برای حداکثرسازی رشد اقتصادی در ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۴(۱)، ۳۰-۳.

ب) انگلیسی

- Akekere, J., & Yousuo, P. (2012). Empirical Analysis of Change in Income on Private Consumption Expenditure in Nigeria from 1981 to 2010. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(11), 321-331.
- Alessie, R., Devereux, M. P., & Weber, G. (1997). Intertemporal Consumption, Durables and Liquidity Constraints: A Cohort Analysis. *European Economic Review*, 41(1), 37-59.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*, 18(1), 47-82.
- Baxter, M. (1996). Are Consumer Durables Important for Business Cycles? *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 147-155.
- Bilson, J. F. (1980). The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multi-Country Study. *European Economic Review*, 13(3), 273-299.
- Blundell, R., Browning, M., & Meghir, C. (1994). Consumer Demand and the Life-Cycle Allocation of Household Expenditures. *The Review of Economic Studies*, 61(1), 57-80.
- Blundell-Wignall, A., Browne, F., & Manasse, P. (1990). Monetary Policy in Liberalised Financial Markets. *OECD Economic Studies*, 10(15), 145-178.
- Breitung, J. (1999). *The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data*. Discussion Paper, No. 69
- Chah, E. Y., Ramey, V. A., & Starr, R. M. (1995). Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 272-287.
- Deaton, A. (1985). Panel Data from Time Series of Cross-Sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 109-126.
- Deaton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*: The World Bank.

- Derakhshan, M. (2012). Properties of Optimal Consumption under Liquidity Constraints: New Results by Control Theoretic Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 17(50), 1-42.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge: Harvard University Press.
- Einian, M., & Nili, M. (2020). Excess Sensitivity and Borrowing Constraints: Evidence from Iranian Households. *Economics of Transition and Institutional Change*, 28(1), 137-160.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Fisher, I. (1932). *Booms and Depressions: Some First Principles*: Adelphi Company New York.
- Flavin, M. A. (1981). The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income. *Journal of Political Economy*, 89(5), 974-1009.
- Flavin, M. A. (1984). *Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?* National Bureau of Economic Research, No. 1341.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. New York: Princeton University Press.
- Gomes, F. A. R., & Paz, L. S. (2010). Consumption in South America: Myopia or Liquidity Constraints? *Economia Aplicada*, 14(2), 129-145.
- Habibullah, M. S., Smith, P., & Azman-Saini, W. (2006). Testing Liquidity Constraints in 10 Asian Developing Countries: An Error-Correction Model Approach. *Applied Economics*, 38(21), 2535-2543.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1980). *The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households*. National Bureau of Economic Research, No. 505.
- Hansen, L. P., & Singleton, K. J. (1983). Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 91(2), 249-265.
- Hayashi, F. (1982). The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables. *Journal of Political Economy*, 90(5), 895-916.
- Hayashi, F. (1985). Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey. *National Bureau of Economic Research*, No. 1720.
- Hubbard, R. G., Judd, K. L., Hall, R. E., & Summers, L. (1986). Liquidity Constraints, Fiscal Policy, and Consumption. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1986(1), 1-59.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Jaffee, D., & Stiglitz, J. (1990). Credit Rationing. *Handbook of Monetary Economics*, 2(1), 837-888.
- Jappelli, T. (1990). Who Is Credit Constrained in the US Economy? *The Quarterly Journal*

- of *Economics*, 105(1), 219-234.
- Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9-15.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kao, C., & Chiang, M.-H. (2000). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. En: Nonstationary Panels, *Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179-222: Elsevier Science Inc.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York: Harcourt, Brace.
- Khan, K., & Nishat, M. (2011). Permanent Income Hypothesis, Myopia and Liquidity Constraints: A Case Study of Pakistan. *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, 31(2), 299-307.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Lunfang, D., Khan, K., Khan, I., & Khan, N. (2018). Testing the Empirical Validity of Permanent Income Hypothesis and Absolute Income Hypothesis for China. *The Empirical Economics Letters*, 17(4), 453-460.
- Manitsaris, A. (2006). Estimating the European Union Consumption Function under the Permanent Income Hypothesis. *International Research Journal of Finance and Economics*, 2(3), 1450-2887.
- Mankiw, N. G., & Shapiro, M. D. (1985). Trends, Random Walks, and Tests of the Permanent Income Hypothesis. *Journal of Monetary Economics*, 16(2), 165-174.
- Mariger, R. P. (1986). *Consumption Behavior and the Effects of Government Fiscal Policies*: Harvard University Press.
- Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. *Franco Modigliani*, 1(1), 388-436.
- Nwala, K. (2010). Does Permanent Income Hypothesis Hold for Some Selected African Countries? Empirical Evidence. *African Journal of Business and Economic Research*, 5(2_3), 27-43.
- Ofwona, A. C. (2013). An Estimation of the Consumption Function for Kenya Using Keynes' Absolute Income Hypothesis for the Period 1992-2011. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 4(1), 103-105.
- Osei-Fosu, A. K., Butu, M. M., & Osei-Fosu, A. K. (2014). Does Ghanaian's Consumption Function Follow the Permanent Income Hypothesis? The Cagan's Adaptive Expectation Approach. *ADRRJ Journal (Multidisciplinary)*, 4(4), 133-148.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- Pissarides, C. A. (1978). Liquidity Considerations in the Theory of Consumption. *The Quarterly Journal of Economics*, 92(2), 279-296.
- Romer, D. (2012). *Macroeconomics Advanced* (Vol. 1). Ed. McGraw-Hill Irwin. Cap: New York.
- Runkle, D. E. (1991). Liquidity Constraints and the Permanent-Income Hypothesis: Evidence from Panel Data. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 73-98.
- Salehi-Isfahani, D., & Marku, M. (2011). Reversal of Fortunes: The Rise and Fall of

- Lifetime Earnings of Iranian Men. *Economic Development and Cultural Change*, 59(4), 877-906.
- Shea, J. (1995). Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 798-805.
- Tobin, J. (1951). Relative Income, Absolute Income, and Savings, in Money, Trade, and Economic Growth, in Honor of John Henry Williams: New York: Macmillan Co.
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-Panels and Repeated Cross-Sections *the Econometrics of Panel Data* (pp. 369-383): Springer.
- Wachtel, P. (1989). *Macroeconomics: From Theory to Practice*: McGraw-Hill College.
- Westerlund, J. (2007). *Testing for Error Correction in Panel Data*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
- Zeldes, S. P. (1989). Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, 97(2), 305-346.