

اندازه‌گیری میزان هموارسازی مخارج مصرفی خوراکی در برابر شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوارها در ایران

*محمد مولایی^۱، عدی علی^۲

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۲/۱۲ پذیرش: ۱۳۹۶/۴/۲۰)

Measuring the Consumption Smoothing of Iranian Households' Consumption Food Against the Temporary and Permanent Income Shocks

Mohammad Mowlai¹, Oday Ali²

1. Assistant Professor of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

2. Ph.D. Student of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(Received: 2/May/2017

Accepted: 11/July/2017)

چکیده:

Abstract:

Household's consumption expenditures are one of the main economic variables that reflect the households' welfare level as well as stimulate aggregate demand and purpose of all production in the economy. Therefore, measuring the income shocks transmission to household consumption is critical for evaluation the ability of consumption smoothing with income shocks or economic stability and hence, for designing stabilization, income-maintenance and optimal social policies in the aim to increasing purchasing power, preserving and promoting the welfare of households. According to the terms of stagflation in Iran economy over the past few years, this paper computes the degree of transmission of temporary and permanent income shocks using the panel data on the income, meal consumption expenditures and other household characteristics (age, gender, education, working status and marital status) gathered by Iranian urban and rural households' expenditures and income surveys (HEIS) over the period 2009-2014. The results show that there is nearly complete insurance against temporary and permanent income during the period of study.

مصرف کالاها و خدمات یکی از اصلی‌ترین متغیرهای اقتصادی منعکس‌کننده شرایط رفاه خانوارها در یک جامعه و نیز محرک تقاضای کل و هدف تولید در اقتصاد است. بدین ترتیب اندازه‌گیری میزان انتقال شوک‌های درآمد به مصرف‌کننده در راستای درک توانایی هموارسازی مصرف و بررسی تغییرات رفاهی افراد تحت شرایط بی‌ثباتی درآمد و نیز در طراحی و ارزیابی سیاست‌های بهینه اجتماعی و جهت‌دادن این سیاست‌ها با هدف افزایش قدرت خرید، حفظ و ارتقای سطح رفاه خانوارها نقش مهمی ایفا می‌کند. هدف از این مطالعه اندازه‌گیری میزان هموارسازی مخارج مصرفی خوراکی خانوارها در ایران در برابر شوک‌های دائمی و موقت درآمد با استفاده از داده‌های پانلی متشکل از درآمدها، هزینه‌ها، شاخص‌های اجتماعی خانوارهای ایرانی از قبیل سن، جنسیت، تحصیلات، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸ و از قیود کوواریانس تحمیل شده بر رشد درآمد و مصرف جهت شناسایی مقادیر پارامترهای شوک‌های دائمی و موقت درآمد است. نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهند که گرچه بیمه تقریباً کامل برای مخارج خوراکی خانوارها در مقابل شوک‌های موقت و دائمی درآمد طی دوره مورد بررسی وجود دارد، اما برای شوک‌های موقت به میزان بیشتری مورد هموارسازی قرار گرفته است. همچنین عواملی مانند افزایش سطح تحصیلات، شهرنشینی، متأهل بودن و اشتغال همبستگی مثبت با درآمد دارند به طوری که نقش مهمی قدرت هموارسازی مصرف خانوار به ازای شوک‌های درآمد داشته‌اند.

Keywords: Temporary and Permanent Income Shocks; Household Food Consumption; Variance-Covariance Structure; Consumption Smoothing.

JEL: D12, D91, I30.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های موقت و دائمی درآمد، مصرف خانوار، مدل دائمی-موقت (PT)، رویکرد قیود واریانس-کوواریانس، هموارسازی مصرف.

طبقه‌بندی JEL: D12, D91, I30.

۱- مقدمه

بر اساس نظریه رفتار مصرف خانوار^۱، خانوارهای عقلایی تمایل دارند تصمیمات مصرف بین دوره‌های خود را نزدیک به درآمدهای انتظاری در طول دوران زندگی برنامه‌ریزی نمایند و با استفاده از مکانیزم‌های هموارسازی^۲ مختلفی، مصرف خود را به ازای تغییرات درآمد به طور یکنواخت حفظ نمایند (نوتن و کرومبری^۳، ۲۰۱۲: ۴۸۳). در طی چند سال اخیر، ادبیات گسترده نظری و تجربی انجام شده در زمینه بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار، نشان می‌دهد که خانوارها می‌توانند از درآمدهای حاصل از تولید خانگی، افزایش میزان عرضه کار یا ایجاد شغل دوم (استراتژی‌های مدیریت ریسک^۴)، جهت هموارسازی^۵ درآمدها قبل از وقوع شوک استفاده نمایند. همچنین ممکن است از طریق پس‌انداز و ثروت، وام و یا کمک گرفتن از بازار رسمی یا از شبکه‌های اجتماعی مانند اعضای فامیل، دوستان، مؤسسات خیریه و غیره (استراتژی‌های مقابله با ریسک^۶) به هموارسازی مصرف خود پس از وقوع شوک درآمد بپردازند (سیرسکانان^۷، ۲۰۱۵: ۱۶۳؛ میرباقری هیر و شکوهی فرد، ۱۳۹۵: ۹۷؛ کریمی موغاری و براتی، ۱۳۹۶: ۴۹). علاوه بر این، در اغلب کشورهای در حال توسعه خانوارها گاهی به دلیل اطلاعات ناقص و محدودیت نقدینگی و عدم دسترسی به مکانیزم‌های هموارسازی ذکر شده، مجبور هستند تا از طریق تغییردهی ترکیب مخارج مصرفی‌شان برای کالاهای مختلف، خود را با شوک‌های اقتصادی و شوک‌های برون‌زای درآمد وفق دهند. به عبارت دیگر یکی از راه‌هایی که خانوارها به شوک‌های درآمدی پاسخ می‌دهند، بازنگری در شدت مصرف برخی از کالاها و خدمات به نفع مصرف کالاهای دیگر است (دات و پادمانابان^۸، ۲۰۱۱: ۴۹۲).

به لحاظ تجربی و بر اساس روش‌های متداول در ادبیات موجود، می‌توان اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوارها را در قالب سه روش به صورت زیر تبیین کرد (ژاپلی و پیستافری^۹،

۲۰۱۰: ۶۹۵). روش اول، روش شبه تجربی^{۱۰} است که مبتنی بر مقایسه میان خانوارهایی است که در معرض شوک‌های درآمد قرار دارند و خانوارهایی که در این معرض قرار نگرفته‌اند. به عبارت دیگر، در اینجا مقایسه بین میزان مصرف خانوارها قبل و پس از وقوع شوک‌های درآمد همچون بیماری، از دست دادن شغل، ناتوانایی و غیره صورت می‌گیرد (براونینگ و گروسلی^{۱۱}، ۲۰۰۱: ۳۰). روش دوم انتظارات ذهنی^{۱۲} است که مبتنی بر تنظیم پرسشنامه برای جمع‌آوری اطلاعات از خانوارها راجع به انتظارات آنها از تداوم شوک‌های درآمد است و بر اساس این اطلاعات شوک‌های موقت و دائمی درآمد^{۱۳} شناسایی می‌گردند. روش سوم به نام رویکرد تجزیه آماری شوک‌های درآمد^{۱۴} است که در آن با در نظر گرفتن فروضی راجع به فرایند درآمد و اعمال قیود کوواریانس میان رشد درآمد و مصرف خانوارها به تعیین پارامترهایی می‌پردازد که رفتار مصرف خانوار در قبال شوک‌های موقت و دائمی درآمد مشخص می‌کند. در این راستا مطالعات هال و میشکن^{۱۵} (۱۹۸۲)، ابود و کارد^{۱۶} (۱۹۸۹) و بلاندل و همکاران^{۱۷} (۲۰۰۸) مهم‌ترین مطالعات در این زمینه هستند. بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) مدلی را به نام مدل دائمی و موقت^{۱۸} (PT) جهت تعیین پارامترهای شوک‌های موقت و دائمی درآمد که میزان انتقال این شوک‌ها به مصرف خانوار را تبیین می‌کنند، استفاده نمودند. آنها داده‌های پانلی شامل درآمد و مصرف خانوارهای با شاخص‌های اجتماعی مختلف نظیر سن، جنسیت، تحصیلات، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی را استفاده کرده و با اعمال قیود کوواریانس میان تغییرات مصرف و درآمد، پارامترهای شوک‌های موقت و دائمی درآمد مانند انحراف از مقادیر قابل مشاهده درآمد که مؤثر بر مصرف می‌باشند را به دست آورده‌اند. استفاده از این روش، در مطالعه کاسادو^{۱۹} (۲۰۱۱) و مطالعه هولگ^{۲۰} (۲۰۱۴) جهت بررسی میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد به مخارج مصرفی خوراکی خانوارها به ترتیب در خانوارهای اسپانیایی و خانوارهای استرالیایی انجام گرفته است. در ایران با توجه به تحولات اقتصادی قابل توجهی که از

10. The Quasi-Experimental Approach
11. Browning & Crossley (2001)
12. Subjective Expectations
13. Temporary and Permanent Income Shocks
14. Statistical Decomposition of Income Shocks
15. Hall & Mishkin (1982)
16. Abowd & Card (1989)
17. Blundell et al. (2008)
18. Permanent & Transitory Model
19. Casado (2011)
20. Hollweg (2014)

1. Household Consumption Theory
2. Smoothing Mechanisms
3. Notten & Crombrughe (2012)
4. Risk Management Strategies
5. هموارسازی عبارت از تلاش‌های خانوارها جهت کاهش نوسانات درآمد است که از این طریق بتوانند مسیر مصرف خود را یکنواخت نمایند (Sirisankanan, 2015:163)
6. Risk Coping Strategies
7. Sirisankanan (2003)
8. Dutt and Padmanabhan (2011)
9. Jappelli & Pistaferri (2010)

به هر حال در زمینه بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار می‌توان به سه فرضیه مهم اشاره کرد. فرضیه اول، فرضیه بازارهای کامل^۲ است که در آن خانوارها دسترسی کامل به بازارهای رسمی مالی و اعتباری جهت هموارسازی مصرف خود به ازای شوک‌های درآمدی دارند. تحت این فرضیه انتظار می‌رود که شوک‌های موقت و دائمی به طور کامل هموار و بیمه شوند (کاسادو^۳، ۲۰۱۱: ۴۷۲). فرضیه دوم به نام به اشتراک‌گذاری ریسک^۴ معروف است که در آن، خانوارها می‌توانند با استفاده از مکانیسم‌های غیررسمی مصرف، همدیگر را در قبال شوک‌های مختلف درآمدی و بدون توجه به نوع این شوک‌ها که آیا موقت یا دائمی، مثبت یا منفی هستند، به‌طور کامل بیمه نمایند (کوچران^۵، ۱۹۹۱: ۵۷۷؛ تاونسند^۶، ۱۹۹۵: ۸۳). در این فرضیه شوک‌های وارد شده به منابع درآمدی خانوارها می‌تواند توسط جامعه جذب شود. به طوری که مصرف خانوارها در این جامعه در مقابل تغییرات درآمدی هیچ عکس‌العملی نشان نمی‌دهد. در یک جامعه‌ای که به اشتراک‌گذاری ریسک در آن انجام گرفته است، منافع حاصل از رونق عمومی به تک تک اعضای جامعه خواهد رسید و میزان نرخ رشد مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف برای خانوارهای این جامعه برابر می‌باشد. شوک‌های درآمد تنها در حالتی مؤثر هستند که فراگیر و بیرون از کنترل جامعه باشند. چرا که در این صورت، قدرت خانوارها برای اشتراک‌گذاری ریسک تقلیل می‌یابد.

فرضیه سوم توسط فریدمن^۷ (۱۹۵۷) تحت عنوان فرضیه درآمد دائمی^۸ (PIH) مطرح شده است. وی از میان نظریه‌پردازان مصرف، اولین اقتصاددانی می‌باشد که به شوک‌های درآمد توجه کرده است. موضوع اصلی این فرضیه که مبنای اغلب مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه می‌باشد، این است که درآمد خانوار به دو جزء دائمی و جزء موقت قابل تفکیک است. بین اجزای دائمی مصرف و درآمد همبستگی وجود دارد، اما اجزای موقت آنها ناهمبسته هستند. بنابراین تنها تغییرات دائمی درآمد است که مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. خانوار می‌تواند توسط پس‌انداز یا قرض گرفتن، شوک‌های موقت درآمد را به نوعی بیمه نماید. اما در

سال ۱۳۸۸، از قبیل افزایش جهشی قیمت انرژی، شروع تحریم‌های نفتی و بانکی، نوسانات ارزی و ورود بخش‌های مختلف اقتصادی به رکود و رشدهای منفی اتفاق افتاده است، لیکن مطالعه مستقیمی پیرامون بررسی و شناسایی میزان هموارسازی مصرف خوراکی خانوارها به ازای شوک‌های درآمد تا به اکنون انجام نگرفته است. بنابراین انجام این مطالعه در این کشور حائز اهمیت بوده و می‌تواند به عنوان مبنایی نظری برای مطالعات بعدی باشد. برای این منظور با پیروی از مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) و استفاده از داده‌های پانلی شامل اطلاعات درآمد و هزینه‌های خوراکی خانوارهای ایرانی و نیز شاخص‌های اجتماعی خانوارها از قبیل سن، جنسیت، تحصیلات، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی به بررسی میزان بیمه مخارج مصرفی خوراکی به ازای شوک‌های موقت و دائمی درآمد طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸ پرداخته می‌شود.

ساختار مقاله حاضر به شرح زیر است: پس از مقدمه، در قسمت دوم ادبیات تحقیق، در قسمت سوم روش تحقیق، در قسمت چهارم داده‌ها و تخمین مدل تحقیق و در قسمت پنجم نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

در این بخش از تحقیق، ابتدا مبانی نظری در خصوص واکنش مصرف خانوار به شوک‌های درآمد و سپس پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد.

۲-۱- مبانی نظری

ادبیات موجود نشان می‌دهد که توانایی خانوارها برای هموارسازی مصرف خود در برابر شوک‌های درآمدی بستگی به درجه تداوم شوک [موقت (پیش‌بینی شده) یا دائمی]، به میزان توسعه‌یافتگی و کارایی مکانیسم‌های رسمی و غیررسمی هموارسازی درآمد و مصرف که در مقدمه ذکر شد دارد یا به نوع شوک حاصله درآمد نیز بستگی دارد که آیا شوکی که اتفاق می‌افتد، ویژه یک خانوار بوده و یا اینکه برای کل جامعه می‌باشد. همچنین میزان تأثیرپذیری خانوار از شوک‌های درآمد تحت تأثیر یکسری شاخص‌های اجتماعی (ویژگی‌های خانوار) از قبیل سطح ثروت، تحصیلات، محل سکونت، تعداد اعضای خانوار و غیره قرار می‌گیرد.^۱

2. Complete Markets Hypothesis
3. Casado (2011)
4. Risk Sharing Hypothesis
5. Cochrane (1991)
6. Townsend (1995)
7. Friedman (1957)
8. Permanent Income Hypothesis

۱. برای مثال به مطالعات (Sofkias (2003), MU (2006), Shehu & Sidique (2015), Tongruksawattana et al. (2010) مراجعه گردد.

و سؤال^{۲۴} (۲۰۱۴) اشاره کرد. اغلب این مطالعات به‌دست آوردند که به دلیل محدودیت نقدینگی و انگیزه پس‌انداز احتیاطی مصرف خانوارها تحت تأثیر شوک‌های درآمد جاری و موقت حساسیت نشان می‌دهد.

در این میان بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) مدل درآمد موقت-دائمی را مطرح می‌کنند که در آن، تغییرات واریانس مصرف را به تغییرات واریانس هر یک از شوک‌های دائمی و موقت درآمد ارتباط داده و استدلال می‌کنند که پارامترهای مربوط به این شوک‌ها، میزان بیمه مصرف خانوارها در قبال شوک‌های درآمد را نشان می‌دهد. آنها در هنگام بررسی میزان انتقال شوک‌های درآمد به مصرف زمانی که درآمد توسط شوک‌های دائمی یا موقت انتقال داده می‌شوند، چیزی به نام «بیمه جزئی مصرف»^{۲۵} نام‌گذاری کرده‌اند که نشان می‌دهد که در مقایسه با فرضیه (PIH) مصرف خانوار به میزان کمتر در قبال شوک‌های موقت درآمد و به میزان بیشتر در برابر شوک‌های درآمد هموارسازی شده است. در این مدل لگاریتم درآمد واقعی خانوارها در زمان t با $\log Y_{i,t}$ نمایش داده شود و وابسته به یکسری مؤلفه‌های قابل مشاهده $Z_{i,t}$ ، یک مؤلفه

دائمی $P_{i,t}$ و یک مؤلفه موقت $v_{i,t}$ درآمد باشد:

$$\log Y_{i,t} = z_{i,t} \phi_i + P_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

فرض می‌شود، مؤلفه دائمی $P_{i,t}$ از یک فرایند گام تصادفی^{۲۶} مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$P_{i,t} = P_{i,t-1} + \zeta_{i,t} \quad (2)$$

که $\zeta_{i,t}$ به صورت سریالی غیرهمبسته است. فرض می‌شود که مؤلفه موقت $v_{i,t}$ ، از یک فرایند میانگین متحرک از مرتبه q پیروی می‌کند:

$$v_{i,t} = \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{i,t-j} \quad (3)$$

بنابراین، تغییرات درآمد طی دوره t و $t-1$ برابر است با:

$$\Delta y_{i,t} = \zeta_{i,t} + \Delta v_{i,t} \quad (4)$$

که $y_{i,t} = \log y_{i,t} - z_{i,t} \rho_{i,t}$ درآمد خالص شده از مؤلفه‌های قابل مشاهده تحصیلات، اشتغال، جنسیت، وضعیت زناشویی و سن سرپرست خانوار است.

بلندمدت، خانوارها توانایی قرض گرفتن ندارند. بنابراین، رشد مصرف خانوار تنها تابعی از درآمد دائمی بوده و به شوک‌های بیش‌بینی شده و موقت درآمد هیچ عکس‌العمل نشان نمی‌دهد (شیروانی و ویلبراتی^۱، ۲۰۰۹: ۴۶).

از جهت دیگر، ادبیات موجود نشان می‌دهند که در شرایط بازارهای ناقص و اطلاعات ناکافی، خانوارها به طور کامل نمی‌توانند مصرف خود را به ازای شوک‌های درآمد هموار نمایند. مطالعات حجت^۲ (۱۹۹۳: ۹۶۹-۹۵۳)، آیگاری^۳ (۱۹۹۴: ۶۸۴-۶۵۹)، بلاندل و همکاران^۴ (۲۰۰۲: ۱۳۵-۱۱۷) بعضی از این مطالعات نظری و تجربی هستند. مطالعات دیگری با تکیه بر فرضیه به اشتراک‌گذاری ریسک انجام شده‌اند. این گروه از مطالعات شواهدی بر بیمه کامل مصرف خانوارها به ازای شوک‌های درآمد به اثبات نرساندند. مطالعات اسکوفیاس^۵ (۲۰۰۳)، مو^۶ (۲۰۰۶)، اتانسیو و زکلی^۷ (۲۰۰۴)، کازیان و ادری^۸ (۲۰۰۶)، مونتیرو^۹ (۲۰۰۸) و جری و لی^{۱۰} (۲۰۱۰) از آن جمله هستند. در نهایت تعدادی از مطالعات با مبانی نظری فرضیه درآمد دائمی فریدمن به بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوارها پرداختند. برای مثال می‌توان به مطالعات فلاوین^{۱۱} (۱۹۸۱)، هال و میشکین^{۱۲} (۱۹۸۲)، هایشی^{۱۳} (۱۹۸۲)، کمپل و منکیو^{۱۴} (۱۹۸۹)، پارکر^{۱۵} (۱۹۹۹)، پروانینگ و کالدو^{۱۶} (۲۰۰۱)، سولس^{۱۷} (۲۰۰۲)، هسیه^{۱۸} (۲۰۰۳)، جانسن و همکاران^{۱۹} (۲۰۰۶)، استفن جونیسور و انایاما^{۲۰} (۲۰۱۱)، هوری و شیمیزوتانی^{۲۱} (۲۰۱۲)، حماقی^{۲۲} (۲۰۱۳)، کوانگ^{۲۳} (۲۰۱۳)، نی

1. Shirvani & Wilbratte (2009)
2. Huggett (1993)
3. Aiyagari (1994)
4. Blundell et al. (2002)
5. Skoufias (2003)
6. Mu (2006)
7. Attanasio & Sze kely (2004)
8. Kazianga & Udry (2006)
9. Monteiro (2008)
10. Gerry & Li (2010)
11. Flavin (1981)
12. Hall & Mishkin (1982)
13. Hayashi (1982)
14. Campbell & Mankiw (1989)
15. Parker (1999)
16. Browning & Collado (2001)
17. Souleles (2002)
18. Hsieh (2003)
19. Johnson et al. (2006)
20. Stephens & Unayama (2011)
21. Hori & Shimizutani (2012)
22. Hamaaki (2013)
23. Cuong (2013)

24. Ni and Seol (2014)

25. Partial Insurance

26. Martingale

برای تشخیص پارامترهای مدل، قیده‌های کواریانس بر رشد مصرف و درآمد تحمیل می‌شوند. در رویکرد بلاندل و همکاران (۲۰۰۸)، اجازه داده می‌شود که مصرف دارای خطای اندازه‌گیری باشد. بنابراین اگر فرض شود $c_{i,t}^*$ مصرف اندازه‌گیری شده و $c_{i,t}$ مقدار واقعی مصرف باشد آنگاه می‌توان نوشت:

$$c_{i,t}^* = c_{i,t} + u_{i,t} \quad (7)$$

که $u_{i,t}$ خطای اندازه‌گیری مصرف است یا مقدار اختلاف میان مقدار اندازه‌گیری شده مصرف و مقدار واقعی آن است. با فرض اینکه مصرف از یک فرایند گام تصادفی تبعیت می‌کند، خطای اندازه‌گیری منجر به ایجاد خودهمبستگی در رشد مصرف خواهد شد. فرض می‌شود فرایندهای $\zeta_{i,t}$ ، $\psi_{i,t}$ و $v_{i,t}$ دو به دو ناهمبسته باشند. بر اساس مقالاتی که توسط هال و میشکین^۳ (۱۹۸۲) و سایر محققان انجام شده است، می‌توان با اعمال قیده‌های کواریانس، پارامترهای روابط (۴) و (۵) را تشخیص داد. با در نظر گرفتن رابطه (۴) می‌توان قید کواریانس رشد درآمد بین دو دوره را به صورت زیر نشان داد:

$$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+s}) = \begin{cases} \text{var}(\zeta_t) + \text{var}(v_t) & s=0 \\ \text{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+s}) & s \neq 0 \end{cases}$$

که $\text{var}(\cdot)$ و $\text{cov}(\cdot, \cdot)$ واریانس‌ها و کواریانس‌های مقطعی را نشان می‌دهد (واریانس و کواریانس متغیرها در طول واحدهای مقطعی). رابطه (۶) نشان می‌دهد که نابرابری درآمد (با قرار دادن $s=0$ به دست می‌آید) ممکن است به دلیل افزایش در واریانس شوک‌های دائمی درآمد یا به دلیل افزایش واریانس شوک‌های موقت باشد.

کواریانس Δv_t و Δv_{t+s} به ساختار خودهمبستگی $v_{i,t}$ وابسته است. اگر v از یک فرایند میانگین متحرک مرتبه q پیروی کند، بنابراین $\text{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+s})$ زمانی که $q+1 > |s|$ باشد، برابر صفر است. همچنین اگر v به صورت سریالی ناهمبسته باشد ($v_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$)، واریانس Δv_t برابر مجموع واریانس ε_t و واریانس ε_{t-1} خواهد بود. در این مطالعه فرض می‌شود، مؤلفه موقت درآمد از یک فرایند $MA(1)$ پیروی می‌کند، تحت این فرض، قیده‌های زیر بین کواریانس‌های رشد درآمد برقرار است:

با پیروی از مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) و کاسادو^۱ (۲۰۱۱) به منظور اندازه‌گیری نحوه انتقال شوک‌های درآمدی به مصرف، تغییر در لگاریتم مصرف واقعی حاصل از تقریب خطی معادله اولری که از مسئله حداکثرسازی مطلوبیت خانوار با توجه به قید محدودیت بودجه‌اش به دست آمده، رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta c_{i,t} = \phi_i \zeta_{i,t} + \psi_i \varepsilon_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (5)$$

که $c_{i,t} = \log c_{i,t} - z_{i,t} \rho_{i,t}$ مصرف خالص شده از مؤلفه‌های قابل مشاهده مصرف (سن، جنسیت و ...) و $\xi_{i,t}$ اجزای اخلاص مصرف و مستقل از درآمد است (برای مثال شوک ترجیحات). پارامترهای ϕ_i و ψ_i ، پارامترهای هموارنمایی مصرف نامیده می‌شوند و این پارامترها درجه انتقال شوک‌های دائمی و موقت درآمد به مصرف خانوارها را نشان می‌دهند. به طوری که:

- اگر $(\phi_{i,t} = \psi_{i,t} = 0)$: هموارسازی کامل^۲ در برابر هر دو شوک موقت و دائمی وجود دارد.

- اگر $(\phi_{i,t} = \psi_{i,t} = 1)$: هموارسازی مصرف وجود ندارد.

- اگر $(0 < \phi_{i,t} < 1$ و $0 < \psi_{i,t} < 1)$: برای حالت‌های دیگری و هرچه پارامتر به صفر نزدیک شود، درجه بالاتر از بیمه را نشان می‌دهد.

با فرض اینکه $\xi_{i,t}$ ایستا باشد، می‌توان تغییر در واریانس رشد مصرف را به صورت زیر تجزیه کرد:

$$\Delta \text{var}(\Delta c_t) = \text{var}(\zeta_t) \Delta \phi + \phi_{t-1}^2 \Delta \text{var}(\zeta_{t-1}) + \text{var}(\varepsilon_t) \Delta \psi^2 + \psi_{t-1}^2 \text{var}(\varepsilon_{t-1}) \quad (6)$$

رابطه (۶) نشان می‌دهد، واریانس رشد مصرف می‌تواند به دلیل کاهش درجه هموارنمایی (افزایش پارامترهای بیمه) مصرف نسبت به شوک‌های درآمد یا به دلیل افزایش واریانس شوک‌های درآمد تغییر کند. به هر حال دوره زمانی مطالعه حاضر کوتاه است و بنابراین فرض می‌شود پارامترهای بیمه طی زمان تغییر نمی‌کنند. با فرض ثبات این پارامترها و مشروط به اینکه خانوارها هموارنمایی مصرف کامل در برابر شوک‌ها ندارد، می‌توان نتیجه گرفت، واریانس رشد مصرف می‌تواند به دلیل افزایش شوک‌های دائمی و موقت درآمد زیاد شود.

1. Casado (2011)
2. Full Smoothing

3. Hall & Mishkin (1982)

۲-۲- پیشینه تحقیق

برخی از مطالعات تجربی صورت گرفته در رابطه با اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر روی مصرف خانوارها با استفاده از روش‌های مختلفی که انجام گرفته‌اند، به شرح زیر است:

فالک و لی^۱ با استفاده از داده‌های درآمد و مصرف سرانه آمریکا برای دوره ۱۹۸۹-۱۹۴۷ به آزمون فرضیه درآمد دائمی با استفاده از روش بلانچارد-کوا^۲ پرداخته‌اند. آنها برای این منظور، شوک‌های درآمد را به وسیله تکنیک مزبور به موقت و دائمی تفکیک کرده و با استفاده از مدل (VAR)، اثر شوک‌ها را بر مصرف سرانه برآورد نمودند. نتایج به دست‌آمده نشان داد که شوک‌های دائمی درآمد، تغییرات بیشتری در مصرف را به دنبال دارد. اما این در حالی است که شوک‌های موقت درآمد به طور قابل توجهی میزان پس‌انداز را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (فالک و لی، ۱۹۹۱: ۳۸۷-۳۷۱).

بیلجیلی^۳ با استفاده از یک الگوی (SVAR) و قید بلانچارد-کوا، اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ترکیه را طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۷ مورد بررسی قرار داد. نتایج وی نشان داد که شوک‌های دائمی درآمد، سهم بالایی از واریانس مصرف را موجب می‌شود (بیلجیلی، ۲۰۰۷: ۱۵-۱).

بلاندل و همکاران با استفاده از داده‌های پانل دیتای مربوط به درآمد و مخارج مصرفی خوراکی خانوارهای آمریکایی، به این نتیجه رسیدند که بیمه جزئی برای مصرف خانوارها در مقابل شوک‌های دائمی به خصوص میان گروه‌های با سطح تحصیلات بالا و بیمه کامل نیز در مقابل شوک‌های موقت، به استثنای خانوارهای کم درآمد، برای بقیه گروه‌ها وجود دارد (بلاندل و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۹۲۱-۱۸۸۷).

هانگ و همکاران^۴ با استفاده از مدل نوسان تصادفی نظام سوئیچینگ^۵ (IRS)، اقدام به استخراج شوک‌های دائمی و موقت درآمد شخصی قابل تصرف ناشی از کار کرده و به بررسی اثر آنها بر روی مخارج مصرفی خانوارها در آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۵۹ پرداختند. در این مدل عکس‌العمل مصرف به شوک‌های درآمد، تحت‌تأثیر این استنتاج احتمالی قرار دارد که شوک‌های مذکور، چه زمانی و در کجا اتفاق افتاده

$$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+s}) = \begin{cases} \text{var}(\zeta_t) + \text{var}(\varepsilon_t) + (1-\theta)^2 \text{var}(\varepsilon) + \theta^2 \text{var}(\varepsilon) & s=0 \\ -(1-\theta) \text{var}(\varepsilon_t) + (1-\theta) \text{var}(\varepsilon_{t-1}) & |s|=1 \\ -\theta \text{var}(\varepsilon_t) & |s|=2 \\ 0 & |s|>2 \end{cases} \quad (۹)$$

بر همین اساس با رویکرد مشابه و با استفاده از رابطه (۵) قیدهای کوواریانس رشد مصرف در وقفه‌های مختلف به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{cov}(\Delta c_t^*, \Delta c_{t+s}^*) = \begin{cases} \phi^2 \text{var}(\zeta_t) + \psi^2 \text{var}(\varepsilon_t) + \text{var}(\xi_t) + \text{var}(u_t) + \text{var}(u_{t-1}) & s=0 \\ -\text{var}(u_t) & s \neq 0 \end{cases} \quad (۱۰)$$

که $\text{var}(u_t)$ واریانس خطای اندازه‌گیری است. به دلیل فرض تصادفی بودن مصرف، واریانس خطای اندازه‌گیری، می‌تواند با استفاده از اتوکواریانس مرتبه اول در رشد مصرف تشخیص داده شود (زیرا هر خودهمبستگی سریالی مربوط به جزء اخلاص می‌شود). این رابطه نشان می‌دهد، که نابرابری مصرف می‌تواند به سه علت رخ دهد: اول، کاهش در درجه بیمه نسبت به شوک‌های درآمدی (برای واریانس‌های مشخص). دوم، افزایش در واریانس شوک‌های درآمد (برای میزان بیمه مشخص) و سوم افزایش در خطای اندازه‌گیری مصرف. با استفاده از رابطه (۴) و (۵) قید کوواریانس بین رشد درآمد و مصرف در وقفه‌های متفاوت $\text{cov}(\Delta c_t^*, \Delta y_{t+s})$ برابر است با:

$$\text{cov}(\Delta c_t^*, \Delta y_{t+s}) = \begin{cases} \phi^2 \text{var}(\zeta_t) + \psi^2 \text{var}(\varepsilon_t) & s=0 \\ \psi_t \text{cov}(\Delta \varepsilon_t, \Delta v_{t+s}) & s>0 \end{cases} \quad (۱۱)$$

اگر v یک فرایند میانگین متحرک از مرتبه q باشد، آنگاه $\text{cov}(\Delta c_t^*, \Delta y_{t+s})$ زمانی که $|s| > q + 1$ باشد، برابر صفر است. همچنین اگر v به صورت سریالی ناهمبسته باشد $(v_{i,t} = \varepsilon_{i,t})$ بنابراین $\text{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+s}) = -\psi \text{var}(\varepsilon_t)$ برای $s=1$ و در غیر این صورت کوواریانس دو عبارت صفر خواهد بود. با فرض وجود فرایند میانگین متحرک مرتبه اول در شوک‌های موقت درآمد، قیدهای کوواریانس بین رشد مصرف و درآمد به صورت زیر خواهد بود (بلاندل و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۹۲۱-۱۸۸۷):

$$\text{cov}(\Delta c_t^*, y_{t+s}) = \begin{cases} \phi^2 \text{var}(\zeta_t) + \psi^2 \text{var}(\varepsilon_t) & s=0 \\ -\psi(1-\theta) \text{var}(\varepsilon_t) & |s|=1 \\ -\psi\theta \text{var}(\varepsilon_t) & |s|=2 \\ 0 & |s|>2 \text{ و } |s|<0 \end{cases} \quad (۱۲)$$

1. Falk & Lee (1991)
 2. Blanchard & Quah Method
 3. Bilgili (2007)
 4. Huang et al. (2008)
 5. Innovation Regime-Switching Model

دائمی، برای برخی اقلام مصرفی خانوارها وجود دارد (کاسادو، ۲۰۱۱: ۴۹۵-۴۷۱).

هولگ^۶ نیز با استفاده از داده‌های پانل درآمد و مخارج خوراکی برای خانوارهای استرالیایی در دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۱، میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوار به مصرف خوراکی را بررسی نمود و به این نتیجه دست یافت که تقریباً بیمه کامل برای مصرف خوراکی به ازای شوک‌های موقت درآمد وجود دارد. این در حالی بود که، مصرف در مقابل شوک‌های دائمی درآمد کمتر بیمه شده بود (هولگ، ۲۰۱۴: ۹۶۹-۹۵۳).

کاک و همکاران^۷ به بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف خانوارهای کشور استونی، با استفاده از داده‌های پرسشنامه بودجه خانوار این کشور، برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲ پرداختند. هدف آنها در این تحلیل، شناسایی و تجزیه درآمدهای دائمی و موقت از یکدیگر بود. نتایج تحقیق نشان داد که مصرف خانوارها بیشتر به شوک‌های دائمی درآمد عکس‌العمل نشان می‌دهد و شوک‌های موقت درآمد دارای اثرات چندانی بر روی تغییرات مصرف نیست (کاک و همکاران، ۲۰۱۶: ۳۳۳-۳۱۱).

در ایران در ارتباط بین مصرف و درآمد، مطالعه مستقیمی پیرامون بررسی میزان بیمه مخارج مصرفی خوراکی به ازای شوک‌های درآمد به تفکیک موقت و دائمی بر مخارج مصرفی خانوارها یافت نشد. به طوری که اغلب مطالعات با استفاده از روش‌ها و تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی به برآورد تابع مصرف یا میل نهایی به مصرف، در چارچوب فرضیه‌های کینزی، فریدمن و مودیگیلیانی پرداخته‌اند. این مطالعات شامل زراءنژاد (۱۳۸۲: ۴۶-۲۳)، فخرایی و منصور (۱۳۸۷: ۳۸-۲۳)، زراءنژاد (۱۳۸۸: ۳۸-۲۱)، روشن و همکاران (۱۳۹۲: ۶۵-۵۳)، زراءنژاد و همکاران^۸ (۲۰۱۱: ۷۲-۶۵) و یزدان و سینا^۹ (۲۰۱۳: ۳۱۸-۳۱۱)، می‌باشد. مطالعات دیگری نیز در این حوزه انجام گرفته است (امامی و دربانی، ۱۳۹۰: ۱۱۰-۹۱) که در آنها عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی خانوارها مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

با جمع‌بندی مطالعات انجام شده، می‌توان بیان کرد که در زمینه بررسی میزان انتقال شوک‌های درآمد به تشکیل موقت و دائمی بر روی مخارج مصرفی خانوارها و به خصوص کالاهای

و تا چه موقعی ادامه خواهد داشت (پیش‌بینی نوسانات). نتایج تحقیق نشان می‌داد که مصرف، به میزان قابل توجهی کمتر از مقادیر پیش‌بینی شده برای شوک دائمی درآمد و به میزان برابر با مقادیر پیش‌بینی شده برای شوک موقت درآمد در فرضیه درآمد دائمی فریدمن، واکنش نشان می‌دهد (هانگ و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۸۳۶-۱۸۱۶).

شیروانی و ویلبراتی^۱ در بررسی اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر روی مصرف کل در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ برای پنج کشور صنعتی (کانادا، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا و ایالات متحده آمریکا) پرداختند. آنها از رویکرد روندزادایی تصادفی چند متغیره^۲ (MSDA)، جهت تجزیه متغیرها به روند تصادفی (جزء دائمی) و چرخه (جزء موقت) استفاده نمودند. همچنین آنها روش حداقل مربعات معمولی پویا^۳ (DOLS) برای بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف پنج کشور استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که مصرف، تحت‌تأثیر جزء دائمی درآمد قرار داشته و با جزء موقت آن هیچ گونه همبستگی ندارد. به طوری که رفتار مصرفی در این پنج کشور صنعتی کاملاً با فرضیه درآمد دائمی سازگار است (شیروانی و ویلبراتی، ۲۰۰۹: ۵۹-۴۳).

ژاپلی و پیستافرری^۴ با این فرض که درآمد دارای فرایند خودرگرسیون با میانگین متحرک است، به بررسی میزان هموارسازی مصرف خانوارها در مقابل شوک‌های پیش‌بینی نشده درآمد خانوارهای ایتالیایی طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۷ پرداختند. روش مورد استفاده آنها برای این تحلیل، روش حداقل مربعات غیرخطی و سری‌های زمانی مربوط به درآمد، ثروت و مصرف بود. نتایج تخمین نشان داد که مصرف خانوارها نسبت به شوک‌های دائمی حساسیتی بیشتری در مقایسه با شوک‌های موقت درآمد از خود نشان می‌دهد (ژاپلی و پیستافرری^۵، ۲۰۱۰: ۵۰۶-۴۷۹).

کاسادو با پیروی از روش مطالعه بلانندل و همکاران (۲۰۰۸)، با استفاده از داده‌های پانل مربوط به درآمد و مخارج مصرفی خوراکی خانوارهای اسپانیایی، میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی بر مصرف را در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۹ تخمین زد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که بیمه کامل برای شوک‌های موقت درآمد و بیمه ناقص (جزئی) برای شوک

6. Hollweg (2014)

7. Kukk et al. (2016)

8. Zarra-Nezhad et al. (2011)

9. Yazdan & Sina (2013)

1. Shirvani & Wilbratte (2009)

2. Multivariate Stochastic De-trending Approach

3. Dynamic Ordinary Least Squares

4. Japelli & Pistaferri (2010)

5. Japelli & Pistaferri

آمار ایران درآمد خانوار عبارت است از وجوهی که در برابر کار انجام شده یا سرمایه به کار افتاده یا از طریق منابع دیگری (حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از دارایی‌های، دریافتی‌های انتقالی و ...) به مجموع اعضای خانوار تعلق می‌گیرد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳: ۱۱). مخارج مصرفی خوراکی عبارت از ارزش پولی کالاهای تهیه شده یا خدمت انجام شده توسط خانوار به منظور مصرف اعضاء یا هدیه به دیگران است.

۴- نتایج برآورد مدل

۴-۱- اتوکواریانس درآمد و مصرف کالاهای خوراکی

به منظور حذف اثر عوامل قابل مشاهده از قبیل سن، جنسیت، وضع سواد، وضعیت زناشویی، وضعیت فعالیت و محل سکونت سرپرست خانوارها از درآمد و مصرف خانوارها، این متغیرها روی درآمد و میزان مصرف کالاهای خوراکی با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود. برای این منظور با توجه به پرسشنامه طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها در مرکز آمار ایران، نحوه تعریف مؤلفه‌های قابل مشاهده مزبور در جدول (۱) ارائه شده است.

در جدول (۱) متغیر سن بر حسب سال شمسی اندازه‌گیری شده است که نشانگر فاصله زمانی بین تولد تا زمان انجام پرسشنامه توسط مرکز آمار ایران است. متغیر وضع سواد و تحصیل به نحوی تعریف شده که وضع سواد یا تحصیل خانوار را نشان دهد که اگر سرپرست خانوار باسواد (تحصیل کرده یا در حال تحصیل) باشد، متغیر وضع سواد مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار ۲ می‌گیرد. حال با توجه به نحوه تعریف متغیرها در این جدول، می‌توان اثر آنها روی درآمد و مصرف خانوارها را برآورد کرد. نتایج برآورد حداقل مربعات معمولی رگرسیون (OLS) در جدول (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول (۲) نشان می‌دهد، همه متغیرها به جز سن اثر منفی بر درآمد سرپرست خانوارها داشته‌اند. علامت منفی متغیر جنسیت نشان می‌دهد، زنان سرپرست خانوار نسبت به مردان درآمد کمتری دارند که می‌تواند به نوعی توجیه‌کننده تبعیض دستمزد جنسیتی باشد. باسواد سرپرست خانوار نیز اثر مثبت و معناداری بر درآمد خانوار داشته است. هر چه مقدار متغیر وضعیت فعالیت کمتر باشد، درآمد خانوار نیز کمتر است. این بدین معنی است که شاغلان سرپرست خانوار نسبت به سایر طبقات وضعیت درآمدی مناسب‌تری دارند. علامت منفی وضعیت زناشویی نیز نشان می‌دهد که متأهلان نسبت به مجردها درآمد بیشتری را به خود

خوراکی در خارج از کشور تعداد کمی از مطالعه انجام شده است. از سوی دیگر، در ایران به چنین موضوعی پرداخته نشده است. به همین دلیل انجام این مطالعه از حیث بررسی این موضوع برای اولین بار به صورت تجربی در ایران حائز اهمیت در سیاست‌گذاری‌های مربوط به رفتار مصرف‌کنندگان بوده و نسبت به مطالعات پیشین دارای نوآوری می‌باشد.

۳- روش تحقیق

هدف تحقیق حاضر بررسی میزان انتقال شوک‌های دائمی و موقت به مصرف کالاهای خوراکی خانوارها در ایران است. برای این هدف از رویکرد تجزیه آماری شوک‌های درآمد مبتنی بر اعمال قیود کوواریانس میان رشد متغیر درآمد خانوار $Y_{i,t}$ و متغیر مخارج مصرفی خوراکی خانوارها $C_{i,t}$ استفاده شده است. با پیروی از الگوی ارائه شده در مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸)، ابتدا اثر مؤلفه‌های قابل مشاهده (شاخص‌های اجتماعی خانوار) شامل سن، جنسیت، تحصیلات، محل سکونت، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی از درآمد خانوار و مصرف خانوار حذف می‌شوند که از این طریق درآمد و مصرف خالص خانوارها به دست می‌آید. برای این کار مقادیر این متغیرها روی درآمد و مصرف خانوار با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۱ (OLS) در نرم‌افزار Eviews9، تخمین زده می‌شود. سپس، واریانس^۲ و اتوکواریانس^۳ متغیرهای درآمد و مصرف خانوارها در طی دوره زمانی در این تحقیق مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرند. در نهایت، با پیروی از روابط (۸)، (۹) و (۱۲) در الگوی مزبور مقادیر پارامترهای هموارسازی مصرف به ازای شوک‌های موقت و دائمی درآمد محاسبه می‌گردد.

داده‌های مورد استفاده این تحقیق از نوع پانلی است که با استفاده از داده‌های آمارگیری هزینه و درآمد مرکز آمار ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۳ برای خانوارها با شاخص‌های اجتماعی مزبور جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که در این تحقیق به علت حجم نمونه متفاوت از افراد در هر سال و مقطع، تنها نمونه‌هایی استفاده شد که در آنها اطلاعات همه متغیرها موجود بود. برای مثال، در سال ۱۳۹۲، از ۱۴۰۳۶۰ خانوار آمارگیری و اطلاعات آنها اخذ شده است. این مجموعه داده علاوه بر اطلاعات درآمد و هزینه‌های خانوارها، شاخص‌های اجتماعی آنها جمع‌آوری شده است. از دیدگاه مرکز

1. Ordinary Least Squares
2. Variance
3. Auto- Covariance

آنها در رگرسیون درآمد است. برای مثال، اثر منفی تحصیلات به این معنی است که سرپرستان خانوار تحصیل کرده نسبت به طبقه بی‌سواد، مصرف خوراکی کمتری دارند.

جدول ۳. رگرسیون مؤلفه‌های قابل مشاهده روی مصرف کالاهای خوراکی خانوارها

مؤلفه‌ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
وضعیت زناشویی	-۰/۱۰	۰/۰۰۸	۱۲/۴۸	۰/۰۰۰
وضعیت فعالیت	-۰/۰۴۸	۰/۰۰۴	-۱۲/۵	۰/۰۰۰
وضع سواد	-۰/۲۶	۰/۰۰۸	-۳۲/۴	۰/۰۰۰
سن	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	۵۲/۷	۰/۰۰۰
جنسیت	-۰/۰۶	۰/۰۱۵	-۳/۸	۰/۰۰۰
متغیر مجازی روستا	۰/۴۳۳	۰/۰۰۵	۷۴/۱۱	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱۴/۶۸	۰/۰۱۶	۹۰۷/۸	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات = ۱۱۸۳۹۰				

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور برآورد اثرات شوک‌های دائمی و موقت درآمد روی مصرف خانوارها، پسماندهای این رگرسیون‌ها استخراج و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. در جدول (۳) برخی از گشتاورهای رشد درآمد ارائه شده است. گشتاورهای فرایند درآمد، اطلاعاتی درباره نحوه انتقال توزیع درآمد و همچنین ماهیت دائمی یا موقت بودن چنین انتقالی ارائه می‌دهند. بر اساس جدول (۴)، واریانس رشد درآمد خانوارها در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ نسبت به سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است؛ این در حالی است که سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ واریانس رشد درآمد خانوارهای نمونه در کشور کاهش یافته است. بر اساس همین محاسبات، اتوکواریانس مرتبه اول رشد درآمد خانوارها در کلیه سال‌های مورد بررسی، منفی بوده است. این بدین معنی است که اگر در یکسال رشد درآمد خانوارها مثبت باشد، انتظار بر این است که در سال بعد، آنها رشد منفی درآمد را تجربه کنند. با این وجود میزان کوواریانس مرتبه اول بین دوره t و t+1 از نظر قدر مطلق در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال‌های دیگر بیشتر است. اتوکواریانس مرتبه دوم رشد درآمد (که بر اساس رابطه (۶) در خصوص خودهمبستگی در شوک‌های موقت اطلاعاتی در بر دارد) کوچک بوده و تنها در سال ۱۳۹۱ از نظر آماری معنادار است. بر این اساس به نظر می‌رسد، به هر حال برای سازگاری با بحث بلاندل و همکاران در این مطالعه نیز ساختار MA(1) برای اجزای موقت درآمد در نظر گرفته می‌شود.

اختصاص داده‌اند. علامت منفی متغیر مجازی روستا نیز بدین معنی است که خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری، سطح درآمد پایین‌تری را دارا هستند.

جدول ۱. معرفی خصوصیات اجتماعی خانوار

متغیر مجازی وضعیت فعالیت سرپرست خانوار	
۱	شاغل
۲	بیکار
۳	درآمد بدون کار
۴	محصل
۵	خانه‌دار
۶	سایر
متغیر مجازی وضعیت سوادی سرپرست خانوار	
۱	باسواد
۲	بی‌سواد
متغیر مجازی وضعیت جنسیت سرپرست خانوار	
۱	مرد
۲	زن
متغیر مجازی وضعیت زناشویی سرپرست خانوار	
۱	دارای همسر
۲	حالت فوت همسر
۳	حالت طلاق از همسر
۴	مجرد
متغیر مجازی محل سکونت سرپرست خانوار	
۱	روستا
۰	شهر
متغیر سن سرپرست خانوار؛ بر حسب سال سن‌چیده شده است	

مأخذ: مرکز آمار ایران

جدول ۲. رگرسیون مؤلفه‌های قابل مشاهده روی درآمد

مؤلفه‌ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
وضعیت زناشویی	-۰/۰۷۱	۰/۰۱۰	-۶/۷۶	۰/۰۰۰
وضعیت فعالیت	-۰/۱۰۲	۰/۰۰۵	-۲۰/۳۶	۰/۰۰۰
وضع سواد	-۰/۳۴۲	۰/۰۱۰	-۳۲/۷۲	۰/۰۰۰
سن	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳	۶/۰۷	۰/۰۰۰
جنسیت	-۰/۱۲۹	۰/۰۰۲	-۶/۴۱	۰/۰۰۰
متغیر مجازی روستا	-۰/۸۳	۰/۰۰۷	-۱۱۰/۱۰۱	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱۸/۴۶	۰/۰۲۱	۸۸۱/۷	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات = ۱۱۸۳۹۰				

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۳)، همه مؤلفه‌های قابل مشاهده بر مصرف کالاهای خوراکی خانوارها اثرات معناداری دارند. به جز سن سرپرست خانوارها و متغیر مجازی روستا، سایر مؤلفه‌ها اثر منفی بر مصرف دارند. تفسیر ضرایب نیز مشابه نحوه تفسیر

جدول ۶. کواریانس رشد هزینه‌های خوراکی و رشد درآمد

سال	COV ($\Delta y_t, \Delta c_{t+1}$)	COV ($\Delta y_{t+1}, \Delta c_t$)	COV ($\Delta y_{t+2}, \Delta c_t$)	COV ($\Delta y_t, \Delta c_t$)
۱۳۸۹	۰/۱۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲ (۰/۰۸۸)	۰/۳۳۹ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۰	۱/۶۰۴ (۰/۰۰۰)	۱/۶۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۸ (۰/۰۷۶)	-۱/۴۸۸ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۱	-۰/۰۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۹ (۰/۰۸۵)	-۱/۵۴۹ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۲	-۰/۰۸۶ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۹ (۰/۰۰۰)	-	۰/۱۷۸ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۳	-	-	-	۰/۱۸۵ (۰/۰۰۰)

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۶)، رابطه $\text{cov}(\Delta c_{t+1}, \Delta y_t)$ وابستگی بین رشد مصرف آتی و رشد درآمد جاری را نشان می‌دهد. طبق نتایج جدول در سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ بین رشد درآمد جاری و رشد مصرف خوراکی و دخانی آتی همبستگی مثبت و معناداری وجود داشته و در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ این ارتباط معکوس شده است که به این معنی است که بین رشد درآمد جاری و رشد مصرف خوراکی آتی همبستگی منفی و معناداری وجود داشته است.

۴-۲- تجزیه شوک‌های درآمدی به اجزای موقت و دائمی

در تجزیه شوک‌های درآمدی به موقت و دائمی و برآورد پارامترهای بیمه فرض می‌شود واریانس شوک‌های دائمی و موقت درآمد طی زمان تغییر کنند، اما پارامترهای هموارسازی مصرف، ثابت هستند. بر طبق رویکرد بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) یک فرایند $MA(1)$ برای شوک‌های موقت $(v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + \theta \varepsilon_{i,t-1})$ فرض شده و پارامتر میانگین متحرک θ ، برآورد می‌شود.

جدول ۷. شوک‌های دائمی و موقت درآمد خانوارها

سال	θ	واریانس شوک دائمی σ_{ε}^2	واریانس شوک موقت σ_{ε}^2	ϕ	ψ
۱۳۸۹	۰/۱۴	-	۰/۰۹۲	۰/۰۰۵	۰/۰۱۹
۱۳۹۰	۰/۰۲	۲/۹۸۷	۰/۷		
۱۳۹۱	۰/۲۲	۳/۰۵۷	۰/۲۱		

مأخذ: محاسبات تحقیق

اگرچه گشتاورهای درآمد، اطلاعاتی در خصوص نحوه انتقال توزیع درآمد در بردارند، با استفاده از آنها نمی‌توان هیچ استنباطی در خصوص نحوه انتقال در توزیع مصرف نتیجه گرفت. به همین دلیل باید از گشتاورهای مصرف و نیز گشتاورهای ترکیبی مصرف-درآمد استفاده کرد. این گشتاورها در جداول (۵) و (۶) محاسبه شده‌اند. جدول (۵) نشان می‌دهد که واریانس رشد هزینه‌های مصرفی خوراکی خانوارها در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۹ به شدت افزایش یافته است و سپس سیر نزولی داشته است.

در جدول (۵) کواریانس مرتبه اول هزینه‌های مصرف خوراکی خانوارها در تمام سال‌ها، منفی است. این بدین معنی است که بین رشد درآمد بین دو سال همبستگی منفی وجود داشته است.

جدول ۴. ماتریس واریانس و اتوکواریانس رشد درآمد خالص شده

از مؤلفه‌های قابل مشاهده

سال	$\text{var}(\Delta y_t)$	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+1})$	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+2})$
۱۳۸۹	۲/۴	-۱/۲۳ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۳ (۰/۰۵۳۹)
۱۳۹۰	۲/۶۸۹	-۲/۴۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۴ (۰/۰۴۴۷)
۱۳۹۱	۳/۴۲۱	-۰/۹۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۴۷ (۰/۰۰۵)
۱۳۹۲	۱/۷۶۵	-۰/۷۹۹ (۰/۰۰۰)	-
۱۳۹۳	۱/۶۵۸	-	-

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. ماتریس واریانس و اتوکواریانس مصرف کالاهای خوراکی

سال	$\text{var}(\Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta c_t, \Delta c_{t+1})$	$\text{cov}(\Delta c_t, \Delta c_{t+2})$
۱۳۸۹	۰/۷۶۷	-۰/۳۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۲ (۰/۰۷۹۵)
۱۳۹۰	۲/۶۸۸	-۲/۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۹ (۰/۰۳۳۴)
۱۳۹۱	۲/۵۶۳	۰/۳۱۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۸ (۰/۰۳۳۳)
۱۳۹۲	۰/۵۹۸	-۰/۲۶۳ (۰/۰۰۰)	-
۱۳۹۳	۰/۵۰۶	-	-

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

در مقابل شوک‌های موقت و دائمی درآمد، بیمه تقریباً کامل برای مصرف کالاهای خوراکی خانوارها وجود دارد. به عبارت دیگر، مخارج مصرفی خانوارها در مواجهه با نوسان‌های درآمد در سطح نسبتاً ثابتی حفظ شده است و خانوارها سعی در حفظ مصرف خود از کالاهای خوراکی دارند. با توجه به نتایج تحقیق، توصیه‌های سیاستی زیر برای بهبود وضعیت مصرف خانوارهای ایران پیشنهاد می‌شود:

همان طوری که نتایج تحقیق نشان داد، خانوارهای ایرانی سعی در حفظ مصرف کالاهای خوراکی خود داشته و در شرایط بحران مالی، مصرف کالاهای خوراکی را بر غیرخوراکی ترجیح می‌دهند. بنابراین، دولت باید سیاست‌هایی را در جهت حفظ قدرت خرید خانوارها و پایین نگهداشتن قیمت کالاهای خوراکی ضروری در جامعه اتخاذ کند.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که خانوارهایی که دارای شاخص‌های سطح تحصیلات بالا، شهرنشینی، متأهل بودن و اشتغال سرپرست خانوار هستند، دارای درآمد و مصرف بالاتر و رفاه بهتر در جامعه می‌باشند. بنابراین، دولت باید قدرت خرید خانوارهایی که فاقد مؤلفه‌های فوق می‌باشند را با اعطای یارانه‌ها در سطح معینی حفظ نماید، تا از حداقل امکانات رفاهی جامعه یعنی مصرف کالاهای خوراکی و غیرخوراکی برخوردار شوند.

کاهش مصرف کالاهای غیرخوراکی از قبیل بهداشت و درمان، تحصیلات، تفریحات و هزینه‌های مسکن به منظور حفظ مصرف کالاهای خوراکی به معنی افزایش رفاه خانوارها نمی‌باشد. به عبارت دیگر، چنین رفتاری در جامعه، معرف شرایط بد اقتصادی است که خانوارها را مجبور می‌کند از مصرف کالاهای بادوام خود در جامعه بکاهند یا حتی کالاهای بادوام خود را (از قبیل جواهرآلات و...) بفروشند و هزینه آن را صرف کالاهای خوراکی خویش نمایند. دولت باید با مهار تورم در جامعه و حفظ حداقل استانداردهای خوراکی و رفاهی (از طریق کمک‌های نقدی و غیرنقدی) در حفظ قدرت خرید اقشار آسیب پذیر جامعه سهیم باشد.

همان‌طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود مقادیر پارامترهای هموارسازی مصرف خوراکی به ازای شوک‌های موقت درآمد (ϕ) و شوک‌های دائمی درآمد (ψ) به ترتیب برابر با (۰/۰۰۵) و (۰/۰۱۹) است. طبق این نتیجه می‌توان نشان داد که مخارج مصرفی کالاهای خوراکی خانوارهای نمونه طی دوره مورد بررسی در مقابل شوک‌های موقت و دائمی درآمد از نوعی رفتار خود بیمه‌ای برخوردار است. این نتیجه با تئوری مصرف که پیشنهاد می‌کنند که مصرف نسبت به درآمد از رفتار با ثبات‌تری برخوردار است، سازگاری دارد. خانوارها ممکن است با رفتارهایی همچون قرض گرفتن و پس‌انداز یا از طریق تغییردهی ترکیب مصرف خود جهت حفظ رفتار مصرفی در برابر شوک‌های درآمد، اقدام نمایند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی رابطه میان شوک‌های موقت و دائمی درآمد و هزینه‌های مصرفی خوراکی خانوارها با در نظر گرفتن چندین شاخص اجتماعی از قبیل تحصیلات، محل سکونت، جنسیت، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی و سن سرپرست خانوار پرداخته شد. برای این منظور، با استفاده از داده‌های آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها جمع‌آوری شده توسط مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸، داده‌های پانلی شامل درآمد و مصرف همراه با خصوصیات اجتماعی خانوارها طی دوره مزبور محاسبه شده سپس با به‌کارگیری روش رگرسیون حداقل مجموع مربعات معمولی (OLS) اثر شاخص‌های اجتماعی بر درآمد و مصرف خوراکی خانوارها بررسی شد. نتایج تخمین نشان داد که طی دوره مورد بررسی شاخص‌های اجتماعی از قبیل سطح تحصیلات، شغل، متأهل بودن و شهرنشینی اثر مثبت بر درآمد خانوارها دارند. در حالی که برای مخارج مصرفی خوراکی، افزایش سطح تحصیلات اثر منفی بر آن دارد. به علاوه، پارامترهای واریانس شوک‌های دائمی و موقت درآمد با استفاده از روش‌شناسی مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) جهت تعیین میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد به مخارج خوراکی برآورد شدند. نتیجه نهایی تحقیق نشان داد که

منابع

پورشهبایی، فرشید و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "نقش توسعه مالی در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه

امامی، کریم و دربانی، سمن (۱۳۹۰). "عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران". فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۲، شماره ۵، ۹۱-۱۱۰.

- اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۲۶-۱۱۳.
- دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۷، ۹۴-۸۱.
- روشن، رضا؛ پهلوانی، مصیب و شهیکی تاش، محمد نبی (۱۳۹۲). "بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در ایران". فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی، دوره ۸، شماره ۲۵، ۶۵-۵۳.
- زراءنژاد، منصور (۱۳۸۲). "تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره (۱۳۷۷-۱۳۵۳)". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، دوره ۳، شماره ۵، ۴۶-۲۳.
- فخرایی، عنایت‌الله و منصوری، سید امین (۱۳۸۷). "تخمین تابع مصرف بلندمدت به روش همجمعی ARDL و محاسبه رابطه مصرف کوتاه‌مدت در ایران". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۵، شماره ۲، صفحه ۳۸-۲۳.
- فخرایی، عنایت‌الله و منصوری، سید امین (۱۳۸۸). "برآورد Partial Insurance". *The American Economic Review*, 98(5), 1887-1921.
- Browning, M. & Collado, M. D. (2001). "The Response of Expenditures to Anticipated Income Changes: Panel Data Estimates". *American Economic Review*, 91, 681-692.
- Browning, M. & Crossley, T. F. (2001). "The Life-Cycle Model of Consumption and Saving". *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22.
- Campbell, J. Y. & Mankiw, G. N. (1989). "Consumption Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence". *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 185-216.
- Casado, J. M. (2011). "From Income to Consumption: Measuring Household's Partial Insurance". *Empirical Economics*, 40(2), 471-495.
- Cochrane, J. (1991). "A Simple Test of Consumption Insurance". *Journal of*
- میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی بر اساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۲۹، ۳۸-۲۱.
- کریمی موغاری، زهرا و براتی، جواد (۱۳۹۶). "تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بُعدی". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۶، ۷۰-۴۹.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). "تعاریف و مفاهیم/استاندارد آماری (برای استفاده در طرح‌ها و گزارش‌های آماری)". ویرایش سوم، تهران، مرکز آمار ایران.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). "نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای روستایی و شهری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸". تهران، مرکز آمار ایران.
- میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.
- Abowd, J. M. & Card, D. (1989). "On the Covariance Structure of Earnings and Hour Changes". *Econometrica*, 57, 411-445.
- Aiyagari, S. R. (1994). "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving". *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659-684.
- Attanasio, O. P. & Székely, M. (2004). "Wage Shocks and Consumption Variability in Mexico During the 1990s". *Journal of Development Economics*, 73(1), 1-25.
- Bilgili, F. (2007). "The Permanent and Transitory Effects on Consumption and Income: Evidence from the Turkish Economy". *MPRA*, 24090, 1-15.
- Blundell, R. W., Pistaferri, L. & Preston, I. (2002). "Partial Insurance, Information, and Consumption Dynamics". *The Institute for Fiscal Studies*, WP02/16, 117-135.
- Blundell, R., Pistaferri, L. & Preston, I. (2008). "Consumption Inequality and

- Political Economy*, 99(5), 957-976.
- Cuong, N. V. (2013). "The Impact of Social Security on Household Welfare: Evidence from a Transition Country". *European Journal of Development Research*, 25(5), 737-757.
- Dutt, P. & Padmanabhan, V. (2011). "Crisis and Consumption Smoothing". *Marketing Science*, 30(3), 491-512.
- Falk, B. & Lee, B. S. (1991). "The Dynamic Effects of Permanent and Transitory Labor Income on Consumption". *Journal of Monetary Economics*, 41(2), 371-387.
- Flavin, M. (1981). "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income". *Journal of Political Economy*, 89, 974-1009.
- Friedman, M. (1957). "A Theory of the Consumption Function". *Bureau of Economic Research, Princeton University press*, 63, 157-182.
- Gerry, C. J. & Li, C. A. (2010). "Consumption Smoothing and Vulnerability in Russia". *Applied Economics*, 42(16), 1995-2007.
- Hall, R. E. & Mishkin, F. S. (1982). "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Evidence from PSID Households". *Econometrica*, 50(2), 461-481.
- Hamaaki, J. (2013). "The Pension System and Household Consumption and Saving Behavior". *Public Policy Review*, 9(4), 687-716.
- Hayashi, F. (1982). "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables". *Journal of Political Economy*, 90(5), 895-916.
- Hollweg, C. H. (2014). "Essay on the Transmission of Economic Shocks (Doctoral Dissertation)". <https://Digital.Library.Adelaide.Edu.Au/Dspace/Bitstream/2440/85927/8/02whole.Pdf>.
- Hori, M. & Shimizutani, S. (2012). "Do Households Smooth Expenditure over Anticipated Income Changes? Evidence from Bonus Payments to Public Employees in Japan". *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(3), 405-433.
- Hsieh, C. (2003). "Do Consumers React to Anticipated Income Changes? Evidence from the Alaska Permanent Fund". *American Economic Review*, 93, 397-405.
- Huang, Y. L., Huang, C. H. & Kuan, C. M. (2008). "Reexamining the Permanent Income Hypothesis with Uncertainty in Permanent and Transitory Innovation States". *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1816-1836.
- Huggett, M. (1993). "The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(5), 953-969.
- Jappelli, T. & Pistaferri, L. (2010). "Financial Integration and Consumption Smoothing". *Economic Journal*, 121(553), 678-706.
- Jappelli, T. & Pistaferri, L. (2010). "The Consumption Response to Income Changes". *National Bureau of Economic Research*, 2, 479-506.
- Johnson, D. S., Parker, J. A. & Souleles, N. S. (2006). "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001". *American Economic Review*, 96(5), 1589-1610.
- Kazianga, H. & Udry, C. (2006). "Consumption Smoothing? Livestock, Insurance and Drought in Rural Burkina Faso". *Journal of Development Economics*, 76, 413-446.
- Kukk, M., Kulikov, D. & Staehr, K. (2016). "Estimating Consumption Responses to Income Shocks of Different Persistence Using Self-Reported Income Measures". *Review of Income and Wealth*, 62(2), 311-333.
- Monterio, S. P. (2008). "Testing Full Consumption Insurance in the Frequency Domain". Working Paper, Coventry: University of Warwick, Department of Economics. *Warwick Economic Research, Papers*, No. 874.

- Mu, R. (2006). "Income Shocks, Consumption, Wealth, and Human Capital: Evidence from Russia". *Economic Development and Cultural Change*, 55, 857-892.
- Ni, S. & Seol, Y. (2014). "New Evidence on Excess Sensitivity of Household Consumption". *Journal of Monetary Economics*, 63, 80-94.
- Notten, G. & Crombrughe, D. D. (2012). "Consumption Smoothing in Russia". *Economics of Transition*, 20(3), 481-519.
- Parker, J. A. (1999). "The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes". *American Economic Review*, 89(4), 959-973.
- Shehu, A. & Sidique, S. F. (2015). "The Effect of Shocks on Household Consumption in Rural Nigeria". *The Journal of Developing Areas*, 49(3), 353-364.
- Shirvani, H. & Wilbratte, B. (2009). "The Permanent Income Hypothesis in Five Major Industrial Countries: A Multivariate Trend-Cycle Decomposition Test". *Journal of Economics and Finance*, 33(1), 43-59.
- Sirisankanan, A. (2015). "Risk, Uncertainty and Consumption-Smoothing Mechanisms: Evidence from Thai Household Socio-Economic Panel Data". *Journal of Southeast Asian Economies*, 32(1), 163-179.
- Skoufias, E. (2003). "Consumption Smoothing in Russia". *Economics of Transition*, 11(1), 67-91.
- Souleles, N. S. (2002). "Consumer Response to the Reagan Tax Cuts". *Journal of Public Economics*, 85, 99-120.
- Stephens Jr, M. & Unayama, T. (2011). "The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits". *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(4), 86-118.
- Tongruksawattana, S., Waibel, H. & Schmidt, E. (2010). "Shocks and Coping Actions of Rural Households: Empirical Evidence from Northeast Thailand". A Paper Presented at the CPRC International Conference.
- Townsend, R. M. (1995). "Consumption Insurance: An Evaluation of Risk-Bearing Systems in Low-Income Economies". *The Journal of Economic Perspectives*, 9(3), 83-102.
- Yazdan, F. G. & Sina, M. (2013). "The Testing of Hall's Permanent Income Hypothesis: A Case Study of Iran". *Asian Economic and Financial Review*, 3(3), 311-318.
- Zarra-Nezhad, M., Saeidi, S. N. & Mansoury, S. A. (2011). "Estimation of Nonlinear Marginal Propensity to Consume in Iran". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 41, 65-72.