

آزمون وجود محدودیت نقدینگی بودجه خانوار در اقتصاد ایران

دکتر سید محمد علی کفایی*
جواد عرب یارمحمدی**

چکیده

یکی از فرض‌های اساسی در نظریه‌های مختلف مصرف، در باره امکان نقدشوندگی درآمدهای آتی برای پوشش دادن کسری بودجه زمان جاری خانواده‌هاست. اما شواهد تجربی دنیای واقعی، این فرض را مشکوک و نتایج نظریه‌ها را مخدوش می‌سازد. این مقاله سعی می‌کند تا اعتبار این فرض را در ایران بررسی و سهم خانوارهای مواجهه با این محدودیت را برآورد نماید. نتایج حاکی از وجود محدودیت نقدینگی در ایران است. سهم خانوارهای مواجهه، با محدودیت نقدینگی نیز ۱۶٪ به دست می‌آید که از سهم مشابه در کشورهای پیشرفته همانند انگلیس کمتر است.

طبقه‌بندی JEL: E2, E21, C01

کلیدواژه‌ها: مصرف، محدودیت نقدینگی، درآمد دائمی، همجمعی، تصحیح خطا.

۱. مقدمه

اهمیت مصرف در اقتصاد بر هیچ کس پوشیده نیست؛ مصرف، بزرگ‌ترین جزء مخارج ملی است و تقریباً دو سوم درآمد ملی همه کشورهای را شامل می‌شود. بسیاری از مدل‌های (تعادل و عدم تعادل) اقتصادی، از ساده‌ترین تا پیچیده‌ترین، به نوع تابع مصرف جامعه

وابسته‌اند. به عنوان ساده‌ترین الگوی تعیین درآمد ملی، می‌توان الگوی درآمد مخارج کینز را مدنظر قرار داد و اهمیت بحث مصرف، به خصوص میل نهایی به مصرف را که مبین رابطه بین مصرف جاری و درآمد جاری است، به وضوح ملاحظه کرد. بر این اساس، بسیاری از سیاست‌های پولی، مالی و درآمدی و نیز اثرگذاری این سیاست‌ها به مصرف یا شکل تابع مصرف بستگی خواهد داشت. محدودیت نقدینگی^۱ یکی از مفاهیمی است که شکل تابع مصرف جامعه را متأثر می‌سازد.

محدودیت نقدینگی بودجه خانوار یا محدودیت نقدینگی مصرف‌کننده، مفهومی است که در دو دهه اخیر وارد ادبیات اقتصادی شده، لیکن ردپای آن را در سال‌های دور نیز می‌توان یافت. تمامی نظریات مصرف پس از کینز بر مبنای یک تحلیل خرد بنا شده‌اند که نخستین بار اروینگ فیشر آن را ارائه کرد. به طور معمول فرض می‌شود که مصرف‌کننده در پی حداکثرنمایی مطلوبیت کل عمر خویش است و در این مورد با محدودیت بودجه روبه‌روست. او با توجه به سلیقه، عادات و رفتارهای فردی و اجتماعی، سطح بهینه‌ای از مصرف را در هر دوره برمی‌گزیند که گرچه در تمام دوره‌ها یکسان نیست، ولی روند با ثباتی دارد.

در نظر داشتن قید بودجه در این شرایط، نیازمند مفروض داشتن یک فرض اساسی است که بر مبنای آن، مصرف‌کننده می‌تواند بخشی تا تمامی درآمد یک دوره خود را به دوره دیگر انتقال دهد. این فرض در دنیای واقعی صحیح نیست و از تجربیات روزمره قابل درک است. یک فرد برای قرض گرفتن درآمدهای آتی خود با محدودیت مواجه است که این محدودیت به محدودیت نقدینگی موسوم است. وجود یا عدم وجود محدودیت نقدینگی، شدت و ضعف ارتباط بین درآمد جاری و مصرف (حساسیت مصرف نسبت به درآمد جاری) را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع، وجود یا عدم وجود محدودیت نقدینگی چگونگی رفتار مصرفی افراد جامعه را تعیین می‌کند. وجود محدودیت نقدینگی، ناقض یکی از فرض‌های اساسی نظریه درآمد دائمی (و تمامی نظریات مصرف پس از کینز) است که نتایج این نظریه‌ها را مخدوش می‌کند و عدم وجود محدودیت نقدینگی اعتبار نظریه مصرف کینز را با مشکل مواجه خواهد کرد.

در این مقاله سعی می‌شود وجود محدودیت نقدینگی در اقتصاد ایران بررسی و نسبت

افراد مواجه با این محدودیت برآورد شود. بدیهی است که تأیید یا رد وجود محدود نقدینگی در ایران، می‌تواند راهنمای مناسبی برای تعیین شکل تابع مصرف باشد و از این طریق کارایی سیاست‌های اقتصادی افزایش خواهد یافت.

۲. مفهوم محدودیت نقدینگی

تمامی نظریات مصرفی که پس از کینز ارائه شده‌اند بر مبنای یک مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای، اعم از دودوره‌ای یا چنددوره‌ای شکل گرفته‌اند. در بررسی مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای از معادله محدودیت بودجه‌ای (معادله ۱) به طور وسیعی استفاده می‌شود.

$$\sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{Y_t}{(1+r)^t} \quad (1)$$

Y_t درآمد در دوره t ، C_t مصرف در دوره t و r نرخ بهره است. براساس این محدودیت بودجه‌ای فرض می‌شود که مصرف‌کننده واقعاً این اختیار را دارد که منابع بودجه‌ای را طی زمان به هر طرف که بخواهد انتقال دهد (پس‌انداز کند و مصرف خود را به آینده منتقل سازد یا قرض بگیرد و آن را صرف خریدهای جاری خود نماید و امکانات آتی خود را به حال تبدیل کند). افزون بر این فرض می‌شود که این قرض دادن و قرض گرفتن با نرخ بهره یکسانی انجام می‌شود.^۱ انسان از تجربیات روزمره خود، به وضوح پی می‌برد که این مطلب در مورد خانوارها عمومیت ندارد، زیرا بسیاری از خانوارها نمی‌توانند برای مصرف جاری خود به طور آزاد و دلخواه و به صرف پشتوانه درآمد آینده‌شان اقدام به اخذ وام نمایند. بلکه در اتخاذ تصمیمات مربوط به مصرف، اغلب تنها تا سقف نقدینگی جاری خود میدان عمل دارند. یعنی درآمد جاری و دارایی‌های موجود آنهاست که حوزه آزادی انتخاب آنها را مشخص می‌کند و این همان مطلبی است که اصطلاح محدودیت نقدینگی به آن اشاره دارد (برانسون، ۱۳۸۳، ص ۳۴۲، ۳۴۱).

دو دلیل اساسی موجود برای محدودیت‌های نقدینگی، به شکل عدم تمایل بانک‌ها به

۱. البته این نباید حساسیت برانگیز باشد زیرا تنها برای ساده‌سازی اعمال می‌شود و به کلیت مسئله نیز آسیبی نمی‌رساند و گرنه می‌توان نرخ‌های بهره متفاوت و انگیزه‌های سودآوری و ... را نیز از به تعویق انداختن یا تعجیل در مصرف به تحلیل وارد کرد.

اعطای وام مصرفی در ازای بازپرداخت اصل و فرع آن از محل درآمدهای آینده ظاهر می‌شود. بر مبنای اولین دلیل بانک‌ها و وام‌گیرندگان نسبت به درآمدهای آینده به یک میزان مطمئن نیستند. دومین دلیل عدم تمایل بانک‌ها، ریسک عدم بازپرداخت بدهی‌ها توسط وام‌گیرندگان است. ترکیب این دو نااطمینانی، به تعیین محدودیت و سقف اعتبار توسط بانک‌ها برای وام‌گیرندگان می‌شود و در نتیجه وام‌گیرندگان نخواهند توانست به میزان دلخواه و به آسانی (به پشتوانه درآمد آتی خود) وام دریافت کنند، اما ممکن است افراد موفق به اخذ وام برای خرید کالاهای بادوام شوند، چون این کالاها حالت وثیقه دارند و بازپرداخت وام را تضمین می‌کنند.

در هر حال این محدودیت‌ها (در کل) فرد را در تشخیص میزان امکانات جاری خود برای مصرف و اتخاذ بهترین تصمیم یاری و در نتیجه مقدار وام لازم برای مصرف حال حاضر را تعیین می‌کند. اگر وام داده شده بانک‌ها به متقاضیان (به پشتوانه درآمدهای آتی آنان) از حد منطقی تجاوز کند، بانک‌ها با خطر ورشکستگی مواجه خواهند شد. در چنین شرایطی، وام‌گیرندگان نیز در مقیاس کلی متضرر می‌شوند ولو اینکه ممکن است در کوتاه‌مدت به سبب عدم پرداخت بدهی خود منتفع گردند (همان، ص ۳۴۲).

حد افراطی محدودیت نقدینگی در حالتی است که سطح مصرف فقط به میزان نقدینگی جاری باشد. به عبارت دیگر، حالت حدی محدودیت نقدینگی زمانی روی می‌دهد که فرد نتواند هیچ وامی اخذ کند. در این حالت خاص، قید بودجه مصرف کننده به صورت زیر خواهد بود.

$$c_t \leq y_t + a_t \quad (2)$$

که y_t خالص درآمد جاری، یعنی درآمد جاری منهای بازپرداخت تعهدات گذشته، c_t مصرف جاری و a_t ثروت جاری است. در اقتصادی که محدودیت بودجه‌ای برخی از مصرف‌کنندگان به صورت معادله (۲) است و بعضی دیگر محدودیت معمولی بین دوره‌ای (معادله (۱)) را دارند، تابع مصرف کل شبیه تابعی خواهد بود که آندو و مادیکیلیانی ارائه کردند. اما اگر محدودیت افراطی پیش گفته در مورد همه مصرف‌کنندگان صادق باشد دوباره باید تابع مصرف کینز را (که نقش مهمی برای ثروت جاری قائل است) به عنوان تابع مصرف جامعه پذیرفت.

۳. فرضیه درآمد دائمی

برای استخراج فرضیه درآمد دائمی ابتدا فرض می‌شود که طول عمر یک فرد T سال و تابع مطلوبیت ناشی از مصرف وی نیز به شکل زیر باشد. (Romer, 2006, pp.340-348)

$$U = \sum_{t=1}^T U(c_t) \quad U'(\cdot) > 0, \quad U''(\cdot) < 0 \quad (3)$$

که در آن U تابع مطلوبیت فرد و c_t مصرف وی در زمان t است. همچنین فرض می‌شود فرد دارای ثروت اولیه A_0 و درآمد سالیانه y_t است و می‌تواند در یک نرخ بهره واحد قرض بدهد و قرض بگیرد. چنانچه برای سادگی نرخ بهره برابر صفر در نظر گرفته شود، آنگاه محدودیت بودجه فرد به صورت زیر خواهد بود:

$$\sum_{t=1}^T c_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T y_t$$

از آنجا که مطلوبیت نهایی مصرف مثبت است، هر فرد می‌کوشد تا نامساوی (یا محدودیت) بالا را به حالت تساوی درآورد. بنابراین محدودیت بودجه‌ای وی چنین خواهد شد:

$$\sum_{t=1}^T c_t = A_0 + \sum_{t=1}^T y_t$$

برای بیشینه کردن مطلوبیت فرد نسبت به خط بودجه مذکور، تابع لاگرانژ به صورت زیر تشکیل می‌شود:

$$L = \sum_{t=1}^T U(c_t) + \lambda (A_0 + \sum_{t=1}^T y_t - \sum_{t=1}^T c_t)$$

با مشتق‌گیری از این معادله، شرط مرتبه اول تعادل به دست خواهد آمد:

$$U'(c_t) = \lambda \quad (4)$$

چون رابطه (۴) همواره صادق است، پس مطلوبیت نهایی ناشی از مصرف مقدار ثابتی خواهد بود و از آنجا که سطح مصرف به طور یکتا مطلوبیت نهایی ناشی از مصرف را تعیین می‌کند،^۱ پس مقدار مصرف هم در تمامی دوره‌ها یکسان خواهد بود یعنی:

$$c_1 = c_2 = \dots = c_t$$

۱. $U'(0) > 0$ به معنی این است که تابع مطلوبیت ناشی از مصرف یک تابع یکنواخت است.

با جایگزینی این نتیجه در محدودیت بودجه، رابطه زیر به دست خواهد آمد:

$$c_t = \frac{1}{T} (A + \sum_{i=1}^T y_i) \quad t \text{ هر} \quad (5)$$

عبارت داخل پرانتز در معادله (۵) کل درآمد فرد طی عمر وی است. از این رابطه چنین برداشت می شود که فرد کل درآمد زندگی خویش را به طور مساوی بین سالهای عمر خود تقسیم می کند، همچنین مصرف فرد در هر دوره تابعی از کل درآمد اوست و نه درآمد همان دوره. همان طور که اشاره شد یکی از فرض های پایه ای نظریه درآمد دائمی این است که فرد می تواند تمام درآمدهای خود را با همان نرخ بهره ای که قرض می دهد، قرض بگیرد؛ اما آشکار است که این فرض در واقعیت درست نیست. نرخ بهره دریافتی بانک ها یا مؤسسات اعتباری با نرخ بهره پرداختی بانک ها به سپرده گذاران، متفاوت است. افزون بر این، هیچکس نمی تواند هر مقدار وام که بخواهد دریافت کند. اگر محدودیت نقدینگی وجود داشته باشد (که در دنیای واقعی این گونه است) نتایج فرضیه درآمد دائمی مخدوش خواهد شد. به این معنی که در صورت وجود محدودیت نقدینگی دیگر نمی توان مصرف فرد را تنها تابعی از درآمد دائمی وی دانست بلکه مصرف فرد ارتباط مستقیمی با درآمد جاری وی دارد.

برای روشن تر شدن اثر محدودیت نقدینگی بر مصرف، فردی را در نظر بگیرید که دوران زندگی از سه دوره متمایز (جوانی، میانسالی و پیری) تشکیل می شود و تابع مطلوبیت او به شکل درجه دو (معادله زیر) است:

$$U(c_t) = (c_t - \frac{1}{\gamma} c_t^2) \quad (6)$$

با فرض صفر بودن نرخ بهره و اینکه فرد در دوره دوم زندگی خود قرار دارد، مصرف دوره سوم او برابر با $A_3 + y_3$ است، چون فرد تنها سه دوره زندگی می کند (A_t مقدار دارایی فرد در دوره t ام زندگی)، که با تعریف دارایی فرد در دوره دوم به صورت حاصل جمع دارایی ناشی از دوره اول با اضافه پس انداز دوره دوم، مصرف وی در دوره سوم، برابر با $A_3 + y_3 + y_2 - c_2$ خواهد بود. اگر مطلوبیت انتظاری فرد در دو دوره آخر عمر به صورت حاصل جمع مطلوبیت دوره دوم و مطلوبیت انتظاری دوره آخر عمر تعریف

۱. باید توجه داشت که معادلات به فرض اینکه فرد از خود ثروتی (ارثی) به جای نمی گذارد صحیح است.

شود، مطلوبیت انتظاری فرد در دوره آخر تابعی از مصرف دوره دوم وی به صورت زیر خواهد بود:

$$U = (c_p \times \frac{1}{2} c_p^2) + E_p [(A_1 + y_p + y_p - c_p) - \frac{1}{2} (A_1 + y_p + y_p - c_p)^2] \quad (7)$$

(E_p مطلوبیت انتظاری فرد و ۲ مین زمان شکل گیری آن است). مشتق رابطه بالا نسبت

به c_p عبارت است از:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial c_p} &= 1 - c_p - (1 - E_p [A_1 + y_p + y_p - c_p]) \\ &= A_1 + y_p + E_p [y_p] - 2c_p \end{aligned}$$

این رابطه برای $\frac{A_1 + y_p + E_p [y_p]}{2} < c_p$ ، مثبت و برای سایر مقادیر منفی خواهد بود. حال با توجه به فرضیه درآمد دائمی، اگر محدودیت نقدینگی وجود نداشته باشد، فرد به مقدار $c_p = \frac{A_1 + y_p + E_p [y_p]}{2}$ مصرف خواهد کرد، اما اگر محدودیت نقدینگی وجود داشته باشد، به این معنی که فرد نتواند (تمام یا بخشی از) درآمد دوره سوم را در دوره دوم قرض بگیرد، مصرف او در دوره دوم برابر کمینه $A_1 + y_p$ (یعنی درآمد و ثروت جاری قابل دسترس در دوره دوم) و $\frac{A_1 + y_p + E_p [y_p]}{2}$ خواهد بود. به عبارت دیگر، در حالت وجود محدودیت نقدینگی، مصرف در این دوره عبارت است از:

$$c_p = \min \left\{ \frac{A_1 + y_p + E_p [y_p]}{2}, A_1 + y_p \right\} \quad (8)$$

بنابراین وجود محدودیت نقدینگی، مصرف فرد را یا کاهش می دهد یا بدون تغییر باقی می گذارد. به همین ترتیب می توان برای دوره اول نیز این مطلب را نشان داد.

از مجموعه مطالب فوق دو نتیجه عمده به دست می آید: نخست اینکه وجود محدودیت نقدینگی سبب تقویت رابطه بین مصرف و درآمد جاری می شود. یعنی هنگام وجود محدودیت نقدینگی، افراد در هر زمان با توجه به درآمد جاری خود مصرف می کنند و فرضیه درآمد دائمی برقرار نیست. چنان که پیشتر نیز ذکر شد، در حالت حدی وجود محدودیت نقدینگی که امکان قرض گرفتن وجود ندارد، تابع مصرف به سمت مصرف کینز متمایل می شود، یعنی فرضیه درآمد دائمی زمانی صحیح است که محدودیت

نقدینگی وجود ندارد و حالت بینابین، چیزی شبیه به تابع مصرف آندو و مودیگیلیانی است. دیگر اینکه محدودیت نقدینگی با مصرف رابطه‌ای نامثبت دارد. به این معنی که چنانچه به هر دلیلی محدودیت نقدینگی کاهش یابد، مصرف می‌تواند افزایش یابد.

۴. نظریه مصرف بهینه با وجود محدودیت نقدینگی (Chah et al., 1995)

مصرف کننده‌ای را در نظر بگیرید که در جهانی دو کالایی (کالای کم‌دوام و کالای بادوام) زندگی می‌کند و جریان درآمدی وی تصادفی است. همچنین کالاهای کم‌دوام و بادوام (دارایی‌ها) را طوری انتخاب می‌کند که مطلوبیت انتظاری دوران زندگی‌اش با توجه به قید نامنفی بودن دارایی‌اش حداکثر شود. اگر فرض شود که قیمت نسبی (قیمت کالای بادوام نسبت به قیمت کالای بی‌دوام) ثابت و نرخ بهره نیز ثابت و برابر نرخ ترجیح زمانی است، آنگاه مسئله این مصرف کننده به صورت زیر در می‌آید:

$$\max E. \sum_{t=0}^{\infty} (\lambda + \rho)^{-t} U(c_t, k_t) \quad (9)$$

$$s.t. A_t = (\lambda + r)A_{t-1} + y_t - c_t - P_d(k_t - (\lambda - \delta)k_{t-1})$$

$$t = 0, 1, 2, \dots \quad \text{و} \quad A_t + \varphi P_d k_t \geq 0 \quad \text{معلومند} \quad A_{t-1}, k_{t-1}$$

که در آن A_t ثروت مالی در پایان دوره t ، c_t مصرف کالای بی‌دوام در دوره t ، k_t انبار کالای بادوام در دوره t ، y_t درآمد حاصل از کار فرد، P_d قیمت نسبی کالای بادوام نسبت به کالای بی‌دوام، r نرخ بهره ثابت، ρ نرخ ترجیح زمانی، δ نرخ استهلاک، φ سهمی از هزینه خرید کالاهای بادوام که از طریق وام تأمین مالی نمی‌شود، U مطلوبیت فرد و دارای تمام خصوصیات معمول از جمله تقعر و $E(0)$ امید انتظاری فرد است.

تنها قید اضافی در اینجا نامنفی بودن خالص دارایی‌های مصرف کننده است. اگر $\varphi = 0$ باشد، آنگاه مصرف کننده نمی‌تواند از درآمد آینده خود برای خرید کالاهای بادوام قرض بگیرد و اگر $\varphi = 1$ باشد، خرید کالای بادوام کلاً با وام امکان‌پذیر است و تنها باید کل دارایی‌های فرد نامنفی باشد. در این حالت، مصرف کننده باید ثروت نامنفی داشته باشد. فرض می‌شود که در هیچ حالتی مصرف کننده نمی‌تواند برای خرید کالاهای بی‌دوام وام بگیرد. با جایگزینی قید اول در تابع مطلوبیت، تابع لاگرانژ و شرایط مرتبه اول به صورت

ذیل به دست خواهند آمد:

$$L = E_t \sum (\nu + \rho)^{-t} \{U_t[(\nu + r)A_{t-1} + y_t - P_d(k_t - (\nu - \delta)k_{t-1}) - A_t, k_t] + \mu_t [A_t + \phi P_d k_t]\} \\ E_t U_c(t + \nu) = U_c(t) - \mu_t \quad (10)$$

$$U_k(t) = P_d [U_c(t) - \frac{\nu - \delta}{\nu + r} E_t U_c(t + \nu)] - \phi P_d \mu_t \quad (11)$$

$$\mu_t \geq 0 \quad (12)$$

$$(A_t + \phi P_d k_t) \mu_t = 0 \quad (13)$$

وقتی $\mu_t = 0$ خواهد بود که قید سوم به صورت تساوی باشد، یعنی محدودیت نقدینگی وجود نداشته باشد. نامنفی بودن دارایی‌ها یا وجود محدودیت نقدینگی، در برخی اوقات اتفاق خواهد افتاد و مسیر بهینه مصرف را تغییر می‌دهد. در نبود محدودیت نقدینگی، معادله (۱۱) همان رابطه معمول بین مطلوبیت‌های نهایی در زمان‌های مختلف است (وقتی $\mu_t = 0$) با کامل بودن بازارهای مالی، مطلوبیت نهایی انتظاری در طول زمان ثابت خواهد بود.

با توجه به رابطه (۱۲)، رابطه (۱۰) می‌گوید که هنگام وجود محدودیت نقدینگی، مطلوبیت نهایی انتظاری کالاها بی‌دوام فزاینده نخواهد بود. اگر محدودیت نقدینگی وجود داشته باشد یعنی μ_t مثبت باشد، آنگاه مطلوبیت نهایی انتظاری کالاها بی‌دوام نسبت به دوره $t+1$ بیشتر خواهد بود. نتایج معادله (۱۱) واضح‌تر خواهد بود، اگر با معادله (۱۰) ترکیب شود، یعنی:

$$U_c(t) = \frac{\nu + r}{\nu - \delta} \cdot \frac{1}{P_d} U_k(t) + \frac{\phi(\nu + r) - (\nu - \delta)}{r + \delta} \mu_t \quad (14)$$

اگر $\mu_t = 0$ باشد، آنگاه در رابطه (۱۰) تساوی بین نرخ نهایی جانشینی (MRS) کالای بادوام و کالای مصرفی (کم‌دوام و بی‌دوام)، برابر با نسبت قیمت‌هایشان خواهد بود. صفر نبودن μ_t رابطه بین دوره‌ای بین دو نوع کالا را در دوره t تحت تأثیر قرار می‌دهد. میزان تأثیرپذیری این رابطه بستگی به مقدار ϕ خواهد داشت. اگر $\phi = 0$ باشد، آنگاه ضریب μ_t منفی خواهد بود. در نتیجه، طی دوره‌ای که مصرف‌کننده دارایی مالی اش صفر می‌شود، مطلوبیت نهایی کالای بی‌دوام نسبت به مطلوبیت نهایی کالای بادوام کمتر خواهد بود. همچنین مصرف کالای بی‌دوام بیش از کالای بادوام خواهد بود، زیرا وقتی محدودیت

نقدینگی وجود دارد، هزینه فرصت مصرف کالای بادوام زیاد است، زیرا این کالاها، دارایی‌های نقد را مورد استفاده قرار می‌دهند، یعنی دارایی‌هایی که برای خرید و مصرف کالاهای بی‌دوام از آنها می‌توان استفاده کرد و تنها منبع کالاهای بادوام نیز هستند. مسیر بهینه مصرف وقتی که $\rho=1$ است، تغییر محسوسی خواهد داشت، زیرا ضریب μ_t در معادله (۱۴) یک می‌شود. مصرف‌کننده خرید خود از کالاهای بادوام را افزایش می‌دهد، زیرا می‌تواند یک دوره زودتر از خدمات آنها استفاده کند. با ترکیب رابطه (۱۰) و (۱۴) نتیجه اصلی نظریه به دست خواهد آمد:

$$U_c(t+1) - U_c(t) = \mu_t + e_{t+1} \\ = -\frac{r+\delta}{\varphi(1+r) - (1-\delta)} \cdot [u_c(t) - \frac{1+r}{r+\delta} \cdot \frac{1}{P_d} u_k(t)] + e_{t+1} \quad (15)$$

که در آن e_t جمله خطای تصادفی است. اگر محدودیت نقدینگی وجود نداشته باشد یعنی μ_t صفر باشد، آنگاه به هیچ وجه نمی‌توان تغییر در مطلوبیت نهایی ناشی از مصرف کالاهای بی‌دوام را پیش‌بینی کرد (زیرا e_{t-1} تصادفی و پایاست). اما در صورت وجود محدودیت، آنگاه تغییرات ناشی از ترکیب خطی با وقفه $U_c(t)$ و توانایی پیش‌بینی $U_k(t)$ را خواهد داشت. رابطه (۱۵) در واقع گزاره قابل آزمون این نظریه است. آزمون تجربی این گزاره به این شکل است که آیا تغییرات ناشی از رابطه بلندمدت بین کالای بادوام و بی‌دوام، توان پیشگویی تغییرات مصرف کالاهای بی‌دوام را دارد؟ (اگر قابل پیش‌بینی بود، محدودیت نقدینگی وجود دارد). اگر چه این آزمون، ساده به نظر می‌رسد ولی از لحاظ تجربی بسیار پیچیده خواهد بود.

۵. مطالعات انجام شده

هرچند تعداد مطالعات انجام شده در زمینه وجود محدودیت نقدینگی و اثرات آن اندک است، ولی همین تعداد کم نیز تنوع چشمگیری دارند، که به سه مورد از آنها اشاره می‌شود. نکته قابل توجه آنکه تاکنون در ایران مطالعه‌ای در ارتباط با محدودیت نقدینگی انجام نشده است.

الف. مطالعه استغاف زلدس

مطالعات پیش از زلدس (۱۹۸۹) به دو صورت کلی آزمون صحت فرضیه درآمد دائمی، در مقابل عدم صحت آن و آزمون صحت فرضیه درآمد دائمی، در مقابل صحت فرضیه کینز انجام شده بودند. زلدس با اشاره به ناکاملی این دو روش، شکل سومی را به صورت آزمون صحت فرضیه درآمد دائمی، در مقابل فرضیه وجود محدودیت نقدینگی معرفی و با استفاده از داده‌های تابلویی کشور آمریکا (دوره ۱۹۸۲ - ۱۹۶۸) آزمون کرد. روش او استفاده از معادله اویلر است که توسط هال (۱۹۷۸) پی‌ریزی و توسط منکیو (۱۹۸۱) و هانسن و سنگلتون (۱۹۸۳) گسترش یافته است. او تابع مطلوبیت افراد را نسبت به خوراک و غیرخوراک جداپذیر در نظر گرفته و معادله اویلر را با استفاده از داده‌های مصرفی خوراکی خانوار برآورد کرده است. در غیر این صورت، غیرخوراکی نیز باید در تابع اویلر خوراکی وارد می‌شد. برای آزمون، خانوارها را به دو گروه مقید و نامقید (گروه مواجه با محدودیت نقدینگی و بدون محدودیت نقدینگی) با استفاده از نسبت ثروت به متوسط درآمد تقسیم و خانوارهایی را که نسبت ثروت به درآمد جاری آنها زیاد^۱ است، خانوارهای بدون محدودیت نقدینگی و سایرین را خانوارهای با محدودیت نقدینگی تعریف و سپس λ را برای هر دو گروه برآورد می‌کند. اگر λ برای گروه مقید، مثبت و بامعنی ولی برای گروه دیگر بی‌معنی باشد، فرض صفر رد و فرض مقابل تأیید می‌شود. نتیجه وی حاکی از رد نظریه درآمد دائمی در مقابل نظریه وجود محدودیت نقدینگی است.

ب. مطالعه بلاندل و همکاران

بلاندل و همکاران (۱۹۹۰) با هدف بررسی سیاست‌های پولی در کشورهای با نظام مالی آزاد، محدودیت نقدینگی را در کشورهای توسعه یافته مد نظر قرار دادند. مدلی که آنها برآورد کرده‌اند به صورت ذیل است:

$$\Delta C_t = \mu + B_1 \Delta Y_t + B_2 \Delta Y_{t-1} + B_3 \Delta Y_{t-2} + \xi_t \quad (16)$$

۱. فرض این است که هر که ثروت زیادی دارد، برای مصارف خوراکی خود به درآمد جاری خود وابسته نیست.

فرض صفر در اینجا این است که $\sum_{i=1}^2 B_i = 0$ ، یعنی فرض صفر، درستی نظریه درآمد دائمی است. آنها این مدل را در برای سه دهه ۱۹۸۰-۱۹۶۰ بطور جداگانه و برای هریک از کشورهای عضو OECD و نیز با داده‌های تلفیقی^۱ کشورهای آمریکا، ژاپن، انگلستان، کانادا و استرالیا برآورد کردند. بر اساس نتایج، محدودیت نقدینگی (سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی) در کشور آمریکا در دهه‌های ۶۰ و ۷۰ بسیار بالا، ولی در دهه ۸۰ خیلی کم و در حد صفر است. حساسیت نسبت به درآمد جاری در ژاپن و در هر سه دهه با معنی است ولی مقدار آن در دهه ۸۰ نصف شده است. در انگلستان حساسیت نسبت به درآمد جاری در هر سه دهه بامعنی و ثابت (برابر ۰/۲) است. در کانادا محدودیت نقدینگی طی زمان کاهش یافته و در دهه ۱۹۸۰ تقریباً بی معنی شده است. در آلمان و فرانسه نیز سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی معنادار و در طول زمان ثابت است. نتایج آزمون با داده‌های تلفیقی نیز نشان از وجود محدودیت نقدینگی و روند رو به کاهش آن دارد. بر اساس نتایج این مطالعه تقریباً در تمام کشورها و در تمام دوره‌های مورد بررسی، محدودیت نقدینگی وجود داشته و از این رو فرضیه درآمد دائمی نقض می‌شود، لیکن میزان افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در زمان‌های متفاوت (ناشی از اعمال سیاست‌های مختلف) یکسان نیست.

ج. مطالعه شاه حبیب‌الله و همکاران

شاه حبیب‌الله... و همکاران (۲۰۰۶) سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی را در کشورهای اندونزی، مالزی، میانمار، نپال، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی، سری لانکا، تایوان و تایلند بررسی کردند. آنها برای یافتن پاسخ این پرسش که درصد افراد مواجه با محدودیت نقدینگی چقدر است، مدلی به شکل زیر ارائه می‌کنند که بر اساس آن می‌توان وجود محدودیت نقدینگی را برآورد و بررسی کرد.

$$\Delta C_t = \alpha + B \cdot \Delta Y_t + \sum_{j=1}^n B_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j \Delta C_{t-j} + \delta ECM_{t-1} + \xi_t \quad (17)$$

1. Pooled

اگر δ منفی و بامعنی باشد ضمن اینکه می توان هم انباشتگی دو متغیر مصرف و درآمد را نتیجه گرفت، وجود محدودیت نقدینگی هم تأیید خواهد شد. یافته های اینان مؤید وجود محدودیت نقدینگی در تمامی کشورهای مورد بررسی است، هر چند شدت آن از ۲۵ درصد در تایوان تا ۹۸ درصد در نیپال متغیر است.

۶. استخراج و برآورد مدل

فرض کنید دو گروه مصرف کننده در اقتصاد وجود دارند، طوری که یک گروه تصمیم های مصرفی خود را تنها بر حسب درآمد قابل تصرف جاری خود گرفته و گروه دوم، مصرف خود را با توجه به درآمد تمام عمر خود تنظیم می کند. آشکار است که کل درآمد قابل تصرف اقتصاد برابر حاصل جمع درآمد قابل تصرف این دو گروه خواهد بود یعنی $Y_t = Y_{1t} + Y_{2t}$ درآمد قابل تصرف کل اقتصاد، Y_{2t} درآمد قابل تصرف گروه i است). حال برای ساده سازی فرض کنید درآمد گروه اول، نسبت ثابتی (λ) از درآمد کل جامعه ($Y_{1t} = \lambda Y_t$) باشد، پس $Y_{2t} = (1 - \lambda) Y_t$ خواهد بود. با توجه به اینکه فرض شد، گروه اول بر اساس درآمد قابل تصرف خود مصرف می کنند، لذا $\Delta C_{1t} = \lambda \Delta Y_t$ ، اما مصرف گروه دوم (که بر درآمد کل عمر تصمیم می گیرد) بر اساس بحث هال (۱۹۷۸) به صورت زیر است.

$$\Delta C_{2t} = \mu + (1 - \lambda) e_t$$

که در آن μ یک عدد ثابت و e_t نوآوری بین دوره t و دوره $t-1$ مصرف کنندگان در

مورد درآمد دائمی است. حال تغییر مصرف کل را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \mu + \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) e_t \quad (18)$$

با توجه به اینکه λ نشان دهنده نسبت افرادی است که بر اساس درآمد جاری خود مصرف می کنند و همان گونه که پیشتر در باره مفهوم محدودیت نقدینگی بیان شد، می توان λ را نسبت افرادی که با محدودیت نقدینگی مواجه اند نیز نامید. پژوهشگران بسیاری از جمله دی لونگ و سامرز (۱۹۸۶)، فلاوین (۱۹۸۱) و هال و میشکین (۱۹۸۲) از این فکر و مدل سازی بهره گرفته اند. به علاوه کامپل و منکیو (۱۹۹۱) بحث می کنند که این مدل سازی با داده های تجربی نیز سازگار است.

برآورد مدل فوق با مشکلاتی مواجه است. کامپل و منکیو (۱۹۹۱) نشان دادند که

احتمال هم خطی بین e_t و Y_t (به صورت منفی یا مثبت) وجود دارد، بنابراین برآورد این مدل به روش های معمول باعث اریب اضافی یا اریب نقصانی λ خواهد شد. بدین سبب پژوهشگران دیگری چون شاه حبیب الله (۲۰۰۶) مدل تصحیح خطا را به کار بستند. به نظر وی مدل تصحیح خطا می تواند به عنوان نمایشگر ساختاری تعدیل پویای اقتصاد به سمت تعادل تعبیر شود. تدوین تابع مصرف با استفاده از روش تصحیح خطا، اولین بار توسط دیویدسن و همکاران (۱۹۷۸) به کار برده شده است. مدل پایه آنها به صورت زیر است:

$$\Delta C_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta Y_t + \theta_2 (C_{t-1} - Y_{t-1}) + e_t \quad (19)$$

برآورد این مدل نه تنها ضریب مورد نیاز برای شناسایی رفتار مصرفی (θ_1 به عنوان نسبت افرادی که با محدودیت نقدینگی مواجه اند) را به دست می دهد، بلکه می تواند به عنوان آزمون مستقیم سنجش هم انباشتگی بین مصرف و درآمد نیز مدنظر قرار گیرد. بنرجی و همکاران (۱۹۹۳) و کرمز و همکاران (۱۹۹۲) نشان دادند که معنادار بودن θ_2 به معنای هم انباشتگی بین مصرف و درآمد است. به عبارت دیگر، با برآورد این مدل و ملاحظه ضریب θ_2 می توان هم انباشتگی بین مصرف و درآمد را نیز بررسی کرد. به علاوه چاه و همکاران (۱۹۹۵) اشاره می کنند که هم انباشتگی بین مصرف و درآمد جاری نشان از وجود محدودیت نقدینگی است، زیرا مفهوم هم انباشتگی 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.

بنابراین مشاهده می شود که در مدل فوق θ_1 هم ارز λ در مدل قبلی و لذا گویای نسبت افرادی که مصرف خود را بر اساس درآمد جاری خود انجام می دهند، خواهد بود.

روش دیگر استخراج مدل تصحیح خطا، استفاده از مدل های خود توضیح با وقفه های توزیع شده است. به اعتقاد شاه حبیب الله (۲۰۰۶) در مقایسه با مدل های تصحیح خطایی که پیشتر بیان شد، مدلی که از روش *ARDL* به دست می آید کلی تر است. به طور کلی مدل *ARDL* مربوط به تابع مصرف را می توان به صورت زیر نوشت:

$$C_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j C_{t-j} + \varepsilon_t \quad (20)$$

که در آن مصرف کل جامعه در هر زمان علاوه بر درآمد زمان حال و گذشته، به

مصرف در دوره‌های قبل (تا آنجا که حافظه انسان به طور معمول به یاد می‌آورد، یا m) نیز بستگی دارد. بدیهی است که در این تابع مصرف، درآمد در هر زمان برای تمام خانوارهای مقید و نامقید، مبین توانایی آنها در تهیه کالاها و خدمات مصرفی است. از طرف دیگر توجه بر تعریف مصرف در گذشته را می‌توان به تأثیر رفتارهای گذشته نسبت داد. چون مصرف رفتاری عادت گونه و تغییر آن کند است، پس ذکر مقادیر مصرف در گذشته افزون بر لحاظ نمودن امکانات و توانایی در تهیه کالاها، توجه به عادت‌های مصرفی (که پس از شکل‌گیری به کندی تغییر می‌کنند) نیز هست. با اضافه و کم کردن وقفه‌های متغیرهای مدل، بدون از دست دادن کلیت مسئله، مدل تصحیح خطای زیر به دست خواهد آمد:

$$\Delta C_t = \alpha + \beta_0 \Delta Y_t + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{l=1}^m \varphi_l \Delta C_{t-l} + \delta ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

که در آن $ECM_{t-1} = C_{t-1} - \gamma Y_{t-1}$ و γ ضریب رابطه بلندمدت بین درآمد و مصرف است. این مدل در واقع مدل پایه‌ای برای آزمون فرضیه تحقیق خواهد بود. بنابراین اگر برآورد δ منفی و معنی‌دار باشد می‌توان نتیجه گرفت که مصرف‌کنندگان با توجه به تغییرات کوتاه‌مدت درآمد و بدون توجه به درآمد طول عمر خویش، که بر اساس درآمدهای گذشته قابل تجسم هستند، مصرف خود را تعدیل می‌نمایند و این همان مفهوم وجود محدودیت نقدینگی است. در این مدل، پارامتر β_0 عبارت از نسبت افراد مواجه با محدودیت نقدینگی است. γ ضریب رابطه بلندمدت بین درآمد و مصرف نیز به صورت زیر خواهد بود:

$$\gamma = \frac{\sum_{j=0}^k \beta_j}{1 + \sum_{j=0}^m \varphi_j} \quad (22)$$

حال برای آزمون فرضیه، ابتدا باید مدل $ARDL$ مناسب شناسایی شود. معیارهای متفاوتی برای تعیین وقفه‌های بهینه و الگوی مناسب $ARDL$ وجود دارند. از میان آنها معیار شوارتز - بیزی انتخاب می‌شود، زیرا این معیار کمترین وقفه‌های ممکن را برای الگوی $ARDL$ لحاظ می‌کند. نرم افزار مایکروفیت ۴ برای انجام برآوردها و آزمون فرضیه‌های تحقیق مناسب است. نحوه عمل مایکروفیت به این صورت است که ابتدا پژوهشگر باید

بیشترین وقفه‌هایی را که خود انتظار دارد یا مناسب می‌داند انتخاب کند.^۱ سپس نرم‌افزار تعداد $(M+I)^{K+1}$ برآورد برای مدل $ARDL$ به دست می‌آورد که در آن M تعداد وقفه‌های مناسبی است که پژوهشگر وارد کرده و K تعداد متغیرهای مستقل مدل است. برای مثال اگر $M=2$ باشد، آنگاه مدلی که تنها یک متغیر مستقل دارد، تعداد^۲ (۳) بار برآورد می‌شود. سپس توجه به معیار انتخاب الگوی مناسب، الگوی دارای کمترین مقدار معیار تعیین می‌شود.

با توجه به مطالب مذکور در ارتباط با انتخاب تعداد وقفه‌های ورودی، تعداد وقفه‌های مدل این پژوهش حداکثر برابر چهار وقفه تعیین می‌شود تا با توجه به فصلی بودن داده‌ها، امکان ارتباط بین متغیر در یک فصل با فصل مشابه سال قبل آن نیز وجود داشته باشد^۲ و براساس معیار شوارتز - بیزی الگوی مناسب $ARDL$ برای ارتباط بین مصرف و درآمد برآورد خواهد شد.

شایان ذکر است که الگوی اصلی که برای برآورد $ARDL$ مناسب در نظر گرفته شد، الگویی با عرض از مبدأ ولی بدون روند زمانی است. این الگو براساس آزمون و خطا به دست آمد و با استفاده از داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی و مصرف ایران از فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۵ به صورت زیر برآورد شد:

$$cons = -1726.6 + 0.74cons(-1) + 0.109inc \quad (23)$$

$$R^2 = 98\% \quad D-W = 2.25 \quad SBC = -626.48$$

که در آن $Cons$ همان مصرف خصوصی و Inc تولید ناخالص داخلی است. همان طور

۱. گرچه انتخاب تعداد وقفه‌های ورودی مدل به نظر محقق بستگی دارد ولی با آزمون و خطا یا استفاده از مطالعات دیگر هم می‌توان مقدار بهینه آن را تعیین کرد.
 ۲. باید توجه داشت که انتخاب حداکثر وقفه زیاد حتی اگر مدل بهینه تعداد وقفه کمتری را دربرداشته باشد، به از دست دادن مشاهدات به اندازه تعداد وقفه‌های وارد شده و کاهش درجه آزادی منجر خواهد شد. از این رو علاوه بر مطالب مذکور باید به حجم نمونه در اختیار نیز هنگام انتخاب حداکثر وقفه مدل توجه داشت.

که ملاحظه می‌شود هر سه متغیر در سطح اطمینان بسیار بالایی معنادار بوده و R^2 مدل نیز بسیار بالا است.

قدم بعدی، برآورد مدل تصحیح خطای الگوی بالاست که به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\Delta cons = -1727.6 + 0.109 \Delta inc - 0.20 ecm \quad (-1)$$

$$\quad \quad \quad (-2.14) \quad (4.22) \quad (-4.05)$$

$$SBC = -627.48 \quad R^2 = 20\% \quad D-W = 2.20$$

که در آن Δ عملگر تفاضل و ecm همان جزء تصحیح خطاست. برای آزمون فرضیه، ابتدا مقدار برآورده شده ضریب ecm در مدل تصحیح خطا مد نظر قرار می‌گیرد. این عدد -0.20 و به لحاظ آماری معنی‌دار است. بنا بر نتایج قسمت‌های قبلی، تفسیر آن این است که بین مصرف و درآمد رابطه بلندمدت وجود دارد. به عبارت دیگر، فرضیه صفر مبنی بر وجود محدودیت نقدینگی در ایران رد نمی‌شود. از طرف دیگر، ملاحظه شد که ضریب تفاضل مرتبه اول درآمد در مدل تصحیح خطا به عنوان نسبت افرادی که با محدودیت نقدینگی مواجه هستند تفسیر می‌شود. بنابراین برآورد مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که حدود ۱۶ درصد جمعیت ایران با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند و به عبارت بهتر، ۱۶ درصد جمعیت ایران مصرف خود را بر حسب درآمد جاری خود برنامه‌ریزی می‌کنند.

۷. جمع‌بندی و نتیجه

بنابر آنچه ذکر شد فرضیه وجود محدودیت نقدینگی در ایران را با توجه به اطلاعات موجود، نمی‌توان رد کرد و بر اساس برآوردهای صورت گرفته، ۱۶ درصد افراد کشور با محدودیت نقدینگی مواجه هستند. هرچند وجود محدودیت نقدینگی، در کشور تأیید شده، ولی سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در ایران بسیار اندک است. برای مثال سهم افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در کشور توسعه‌یافته‌ای چون انگلستان بر اساس مطالعه بلاندل و همکاران (۱۹۹۰) ۲۰ درصد است. به لحاظ فنی، مدل به کار رفته در مطالعه بلاندل و همکاران و مدل مطالعه حاضر تفاوت‌های چندانی ندارند و دلیل پایین بودن نسبت افراد مواجه با محدودیت نقدینگی در ایران را می‌باید محصول شرایط ایران

دانست. چنانکه ملاحظه می‌شود، نسبت مورد برآورد در واقع سهم درآمدی افراد مواجه با محدودیت نقدینگی از درآمد کل کشور است. یعنی افرادی که ۱۶ درصد درآمد کشور را در اختیار دارند با محدودیت نقدینگی مواجه‌اند. با توجه به توزیع درآمد در یک جامعه، هر چه این توزیع درآمدی نابرابرتر (نسبت به یک کشور دیگر) و امکان نقد کردن دارایی‌ها برای نسبت خاصی از افراد جامعه وجود نداشته باشد، نسبت درآمدی افراد مواجه با محدودیت، کمتر خواهد بود.

یکی دیگر از دلایل این سهم پایین را می‌توان در وجود چک‌های مدت‌دار در ایران جستجو کرد. هرچند ابزارهای مالی در ایران به اندازه کشورهای توسعه یافته، چه به لحاظ کیفی و چه به لحاظ کمی گسترش نیافته، لیکن ابزار جایگزینی به نام چک در کشور به صورت مدت‌دار استفاده می‌شود و در تمام دوره مورد بررسی وجود داشته است. بر اساس قانون، چک‌های حساب جاری وسیله پرداخت نقدی بوده و دارای اعتباری برای آینده نیست؛ لیکن عرف استفاده از این ابزار در ایران، استفاده اعتباری و مدت‌دار است. چک‌های مدت‌دار را می‌توان یکی از ابزارهای مهم در نقد شدن دارایی‌ها یا درآمدهای آتی در ایران دانست. وقتی می‌توان به راحتی برای خرید کالاهای بادوام از چک‌های مدت‌دار استفاده کرد، در واقع درآمدهای آتی به زمان حال انتقال یافته و قابل مصرف خواهد بود.

افزون بر چک‌های مدت‌دار، خرید و فروش‌های اقساطی در ایران به خصوص خرید و فروش کالاهای بادوام از گذشته امری رایج بوده است و اثر وجود چک‌های مدت‌دار را تقویت می‌کند. بحث چک‌های مدت‌دار را می‌توان بسیار گسترده در نظر گرفت. برای مثال در انگلستان که به لحاظ مالی پیشرفته است، بانک به مشتری در مقابل اعتباری که دارد به راحتی وام خرید کالاهای بادوام می‌پردازد، ولی این شرایط در ایران وجود ندارد. اما در مقابل، در ایران افراد بسیاری می‌توانند کالاها را اعم از بادوام و بی‌دوام با چک‌های مدت‌دار خریداری کنند. درست است که در ایران یک سیستم مدون ارزیابی اعتبار وجود ندارد و بانک‌ها نیز محدودیت‌هایی در پرداخت وام‌های مختلف دارند، ولی به دلیل ساختار فرهنگی و نوع روابط موجود نزد افراد، در بسیاری از موارد افراد می‌توانند نزد فروشنده اعتباری برای خود کسب کنند و به خرید اقساطی بپردازند. این اعتبار غیررسمی ولی عملی است.

با توجه به نتایج می‌توان گفت که رابطه بین مصرف جاری و درآمد جاری در ایران ضعیف است و شکل تابع مصرف در ایران به شکل تابع مصرف فریدمن در مقایسه با تابع مصرف کینز نزدیک‌تر است. بنابراین دلالت‌های سیاستی پذیرفتن تابع مصرف فریدمن به عنوان تابع مصرف جامعه، برای اقتصاد ایران بیشتر کاربرد خواهد داشت. هرچند وجود چک‌های مدت‌دار به عنوان دلیل اندک بودن محدودیت نقدینگی در کشور بیان شده، لیکن پرسشی که در ذهن ایجاد می‌شود این است که آیا همین امر تنها دلیل پایین بودن محدودیت نقدینگی در ایران است؟ پاسخ به این پرسش مستلزم مطالعه‌ای گسترده است و اهمیت آن چنان زیاد است که می‌تواند به عنوان موضوعی برای پژوهش مستقل دیگری مطرح شود.

۸. منابع

- برانسون، ویلیام اچ. (۱۳۸۳)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی.
- Banerjee, A., Doladu, J. J., Galbraith, J. W. and Hendry, D. F., (1993), *Cointegration, Error-Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press, Oxford.
- Blundell-Wignall, A., Browne F. and Manasse P., (1990), "Monetary Policy in Liberalised Financial Markets", *OECD Economic Studies*, No. 15.
- Campbell, J. Y. and Mankiw, N. G., (1991), "The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation", *European Economic Review*, 35, 723-767.
- Chah, E. Y., Ramey, V. A. and Starr, R. M., (1995), "Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 272-28.
- Davidson, J. E. H., Hendry, D. F., Srba, F. and Yeo, S. (1978), "Econometric Modeling of the Aggregate Time Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", *Economic Journal*, 88, 661-692.
- DeLong, J. B., and Summers, L. H. (1986), "The Changing Cyclical Variability of Economic Activity in The United States, in the American

- Business Cycle: Continuity and – Change”, ed., R. J. Gordon. Chicago: University of Chicago Press, pp. 679-734.
- Flavin, M. A., (1981), “The Adjustment of Consumption to Changing Expectation about Future Income”, *Journal of Political Economy*, 89, 974-1009.
- Hall, R. E., (1978), “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent \income Hypothesis: Theory and Evidence’, *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
- Hall, R. E. and Mishkin, F. S., (1982), “The Sensitivity of Consumption to Transitional Income: Estimates from Panel Data on Households”, *Econometrica*, 50, 461-481.
- Hansen, L. P., and Singleton, K. J. (1983), “Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns”, *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R. and Doladu, J. J., (1992), “The Power of Cointegration Tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.
- Romer D., (2006), *Advanced Macroeconomics*, 3rd Edition.
- Shah Habibullah, M., Smith P. and Azman-Saini W. N. W., (2006), “Testing Liquidity Constraints in 10 Asian Developing Countries; An Error Correction Model Approach”, *Applied Economics*, 38, 2535-2543.
- Zeldes, S. P., (1989), “Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical investigation”, *Journal of Political Economy*, 97, No. 21.