اقتصاد کشاورزی/ جلد ۱۰/ شماره ۱/ صفحه‌های ۷۳-۵۷

بررسی خط فقر غذایی خانوارهای شهری در ایران

اسماعیل پیش‌بهار، زهره علی‌محمدی، جواد حسین‌زاد[1]

تاریخ دریافت۱۳۹٤/۰۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۷/۰٦

چکیده

مسئله فقر به ویژه فقر غذایی یکی از چالش‌های مهم جامعه‌های بشری است، آگاهی از میزان و عمق خط فقر تغذیه‌ای اهمیت فراوانی برای حل این مسئله دارد. لذا در این مطالعه حداقل معاش غذایی (خط فقر غذایی) برای خانوارهای شهری ایرانی در دوره ۹۱-۱۳۶۷ با استفاده از سیستم MAIDADS مورد بررسی قرار گرفت. نتایج گویای آن است که خط فقر تغذیه‌ای (ماهانه) در دوره یادشده روندی افزایشی داشته است به‌طوری‌که از ۷۴۸۵۱ ریال در سال ۱۳۶۷ به ۶۸۸۲۳۴۶ ریال در سال ۱۳۹۱رسیده است اما با نرخ رشد یکنواختی همراه نبوده است. مهم‌ترین علت افزایش خط فقر غذایی در این مدت را می‌توان افزایش تورم مواد غذایی دانست؛ در نتیجه ضرورت دارد برای مهار تورم برنامه‌ریزی همه جانبه‌ای صورت گیرد.

طبقه‌بندی: I31,I32,D11,D12.

واژه‌های کلیدی: تورم، سیستم MAIDADS، حداقل معاش غذایی، خط فقر غذایی، خانوارهای شهری.

۱به ترتیب: دانشیار، دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.
Email: pishbahar@yahoo.com

مقدمه

فقر به‌ویژه فقر غذایی و تغذیه‌ای جزء چالش های جداناپذیر جوامع بشری است. فقر به معنای نداشتن توانایی خانوارها در تأمین نیازهای اساسی زندگی از جمله خوراک، پوشاک، مسکن است. فقر غذایی نیز به معنای ناتوانی خانوارها در تأمین غذای کافی برای ادامه زندگی خواهد بود (ارشدی و کریمی، ۱۳۹۲). در بررسی فقر، آستانه‌ای تعیین می‌شود که مرز بین فقرا و سایر افراد جامعه را مشخص کند؛ این آستانه همان خط فقر است در این میان «خط فقر تغذیه‌ای» در واقع حداقل مخارج مورد نیاز خانوار برای خرید مواد غذایی برای ادامه زندگی را بیان می‌کند. به‌طوری‌که اگر درآمد خانواری کمتر از این میزان باشد دچار فقر غذایی خواهند بود، در غیر این صورت فقر غذایی ندارند. گام نخست برای کاهش فقر و فقرزدایی شناخت درست فقراست. اگر این کار به درستی صورت نگیرد باعث سیاستگذاری‌های نامناسب، هدررفت منابع اقتصادی و تلاش‌های برنامه‌ریزان و همچنین باعث استمرار فقر در جامعه می‌شود و مانع دستیابی به توسعه پایدار می‌شود؛ پس برای پیشگیری از چنین نارسایی‌هایی باید مطالعاتی انجام گیرد که با دقت خط فقر را محاسبه کنند در نتیجه بتوان به شناسایی بهتر فقرا دست یافت (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۱).

از جمله مطالعات خارجی در زمینه فقر: اسدزاده و پاول[1] (۲۰۰۱) روند فقر در ایران پس از انقلاب اسلامی را با استفاده از داده‌های ۷۱-۱۳۶۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج گویای آن است که طی دوره یادشده فقر در مناطق روستایی با کاهش اندکی همراه بوده است. این در حالی است که در مناطق شهری میزان فقر بیش از ۴۰ درصد رشد داشته است. اوکرات و همکاران[2] (۲۰۰) خط فقر غذایی منطقه‌ای و ملی در اوگاندا را با استفاده از مدل لاجستیک بررسی کردند. برپایه نتایج این مطالعه سطح تحصیلات، اندازه بعد خانوار و وضعیت مهاجرت تأثیر مثبت و معنی داری بر فقر داشت. کرانفیلد و همکاران[3] (۲۰۰۷) تأثیر اصلاح سیاستگذاری‌ها بر روی فقر در بین کشورهای مختلف را مطالعه کردند. ابتدا حداقل معاش با استفاده از روش AIDADS[4] برآورد شد و سپس با استفاده از نتایج حاصل و به کمک «شاخص فقر فاستر-گیر-توربک تعدیل شده» مطلوبیت برای هر

[1] Assadzade and Paul
[2] Okurut et al
[3] Cranfield et al
[4] An Implicitly Directly Additive Demand System (AIDADS)

کدام از کشورها محاسبه شد. انجانگ [1](۲۰۱۰) به بررسی تاثیر تحصیلات بر کاهش فقر با استفاده از روش هکمن دو مرحله‌ای در کشور کامرون پرداخت. نتایج نشان داد که با افزایش تجربه کاری و سطوح تحصیلات احتمال وقوع فقر کاهش می‌یابد. مرز و راتجن [2](۲۰۱۱) عامل‌های تعیین‌کننده شکاف فقر در آلمان را بررسی کرد. در این مطالعه ابتدا خط فقر درآمدی و زمانی برآورد شد سپس به محاسبه شکاف پرداخته شد و در نهایت عامل‌های تعیین کننده شکاف فقر با استفاده از الگوی هکمن دو مرحله‌ای مشخص شد و متغیرهای جنسیت، سن، تأهل، سرمایه‌های انسانی و تحصیلات، شغل و نوع فعالیت‌های سرپرست خانوار از جمله عامل‌های موثر بر احتمال وقوع شکاف فقر بودند. مطالعات داخلی در رابطه با فقر: ابونوری و مالکی (۱۳۸۷) به برآورد خط فقر طی برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه با استفاده از سیستم مخارج خطی (LES[3]) در سال‌های ۸۳-۱۳۶۸ در سمنان پرداختند. نتایج نشان داد که خط فقر طی سه برنامه توسعه مورد بررسی افزایش یافته است و علت افزایش آن را افزایش تورم دانستند. محمدزاده و همکاران (۱۳۹۱) کاربرد الگوی هکمن دو مرحله-ای در بررسی عامل‌های تعیین کننده شکاف فقر خانوارهای شهری و روستایی کشور را مورد مطالعه قرار دادند. در این پژوهش ابتدا خانوارهای فقیر شهری و روستایی با استفاده از سیستم AIDADS شناسایی شدند و سپس با استفاده از الگوی هکمن دو مرحله‌ای عامل‌های تعیین کننده احتمال وقوع فقر و شکاف فقر مشخص گردید. نتایج گویای آن است که سن، میزان تحصیلات و فعالیت اصلی سرپرست خانوار به همراه نرخ با سوادی خانوار، بعد خانوار و دارا بودن رایانه و خط اینترنت از عامل‌های موثر بر احتمال وقوع فقر هستند و جنسیت، میزان سطح تحصیلات خانوار به همراه نرخ با سوادی خانوار، نسبت تعداد افراد شاغل در خانوار و نوع منبع درآمدی خانوار از مهمترین عامل‌های تعیین کننده شکاف فقر می‌باشند. سعادت و قاسمی (۱۳۹۱) حداقل معاش (خط فقر) مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه و مقایسه آن با کل کشور در سال‌های ۸۶-۱۳۷۴ با استفاده از سیستم LES را مورد بررسی قرار دادند. نتایج گویای آن است که خط فقر در مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه طی دوره مورد بررسی روندی افزایشی داشته است. همچنین یافته‌ها حاکی از آن است که گروه خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها و دخانیات بیشترین سهم خط فقر را

[1] Njong
[2] Merz and Rathjen
[3] Linear Expenditure System (LES)

دارند. امین رشتی و همکاران (۱۳۹۳) به برآورد فقر غذایی در ایران برپایه داده‌های سال ۱۳۸۸ پرداختند. نتایج بیانگر آن است که خط فقر غذایی خانوارهای شهری ۱۱۵۷۳۵۴ ریال در ماه است خط فقر کل برابر ۵۰۱۷۴۷۶ ریال و درصد افراد زیر خط فقر ۲۹/۵ درصد است. میزان خط فقر غذایی ماهانه و کل در مناطق روستایی به ترتیب ۲۰۷۵۴۷۳ و ۵۸۵۶۲۹۶ ریال است و ۶/۵ درصد خانوارهای روستایی زیر خط فقر هستند. زراءنژاد و همکاران (۱۳۹۳) حداقل معاش در مناطق روستایی استان خوزستان را طی سال‌های ۸۸-۱۳۵۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد که حداقل معیشت ماهانه برای خانوارهای روستایی استان خوزستان در سال ۱۳۵۸ برابر ۲۵۳۶۳۴/۳ ریال بوده که این مقدار در سال ۱۳۸۸ به ۴۴۱۶۴۷۷۳ ریال رسیده است در نتیجه حداقل معیشت استان خوزستان روندی صعودی را طی دوره یادشده داشته است.

هدف از مطالعه حاضر برآورد خط فقر غذایی در بین خانوارهای شهری ایرانی برای ۱۴ گروه مواد خوراکی شامل برنج، میوه، نان، خشکبار، ماهی، روغن، لبنیات، گوشت‌قرمز، گوشت‌مرغ، سبزیجات، چای، حبوبات، تخم‌مرغ و قند و شکر طی دوره ۹۱-۱۳۶۷ با استفاده از سیستم MAIDADS[1] می‌باشد. در این سیستم پارامتر حداقل معاش به ازای مخارج مختلف ثابت نیست و تغییر می‌کند این ویژگی مهم‌ترین مزیت سیستم MAIDADS است همین امر سبب می‌شود که انعطاف‌پذیری آن در مقایسه با سایر سیستم‌ها بیشتر شود در نتیجه با استفاده از این سیستم می‌توان رفتار خانوار به خوبی بررسی کرد.

روش تحقیق

برای نخستین بار هانوچ[2] (۱۹۷۵) به تبیین و تجزیه و تحلیل دو مدل جمع‌پذیر ضمنی مستقیم و غیرمستقیم پرداخت. وی تابع مطلوبیتی با مشخصات زیر تصریح کرد:

$$\sum_{i=1}^{n} U_i(q_i, u) = 1 \qquad (۱)$$

[1] Modifed An Implicitly Directly Additive Demand System (MAIDADS)
[1] Hanoch

در رابطه فوق $\{q_1,...q_n\}$سبد کالایی مصرفی، u سطح مطلوبیت و U_i تابع مطلوبیت دو بار مشتق پذیر است که شرایط تقعر را به طور کامل تأمین می‌کند. سپس ریمر و پاول (۱۹۹۲) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل اصلاح شده (MAIDS) و سیستم مخارج خطی (LES) تابع مطلوبیت U_i را به صورت زیر تعریف کردند:

$$U_i = \phi_i \ln\left(\frac{q_i - \gamma_i}{Ae^u}\right) (i = 1,..., n) \quad (۲)$$

که در آن γ_i پارامتر حداقل معاش بوده و در هزینه‌های متفاوت، مقدار آن ثابت است، A مقداری ثابت و ϕ_i به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\phi_i = \left[\frac{\alpha_i - \beta_i G(u)}{1 - G(u)}\right] \quad (۳)$$

که در آن $G(u) = e^u$ یک تابع نمایی مثبت، یکنواخت، دوبار مشتق‌پذیر است، α_i و β_i پارامترهای معادله (۳) هستند که برای قانونمند کردن[1] تابع تقاضا باید دارای ویژگی‌های زیر باشند:

$$0 \le \alpha_i, \qquad \beta_i \le 1, \qquad \sum_{i=1}^{n} \alpha_i = \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 1 \quad (۴)$$

هانوچ (۱۹۷۵) شرایط مرتبه اول برای تابع مخارج جهت دستیابی به سطح مشخصی از مطلوبیت (u) را به صورت زیر بیان کرد:

$$\frac{\lambda \partial U_i}{\partial q_i} = p_i \ (p_i, i = 1,..., n) \quad (۵)$$

که λ در اینجا ضریب لاگرانژ و p_i مجموعه قیمت کالاهای منتخب می‌باشد. اکنون با توجه به فرم تابعی ارائه شده برای مطلوبیت U_i، رابطه (۵) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\frac{\lambda[\alpha_i - \beta_i G(u)]}{(q_i - \gamma_i)[1 - G(u)]} = p_i \ (i = 1,..., n) \quad (۶)$$

[1] Regularity Condition

با استفاده از رابطه بودجه ($\sum_{i=1}^{n} p_i q_i = M$) و جمع رابطه (۵) برای کالای (i) و با استفاده از رابطه (۴) می‌توان نوشت:

$$\lambda = \left(M - p'\gamma\right) \quad (۷)$$

که در آن $p'\gamma$ ، برابر $\sum_{i=1}^{n} p_i \gamma_i$ می‌باشد. با جایگذاری رابطه (۶) در رابطه (۷) و مرتب‌سازی آن خواهیم داشت:

$$p_i\left(q_i - \gamma_i\right) = \phi_i\left(M - p'\gamma\right) \ (i = 1,...,n) \quad (۸)$$

با مرتب‌سازی رابطه بالا و قرار دادن مقادیر ϕ_i در آن تابع تقاضای AIDADS به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$q_i = \gamma_i + \frac{\left[\alpha_i - \beta_i G(u)\right]}{\left[1 - G(u)\right]}\left(\frac{M - p'\gamma}{p_i}\right) (i = 1,...,n) \quad (۹)$$

که اگر این رابطه را به صورت سهم بازنویسی کنیم رابطه (۹) به‌صورت زیر در خواهد آمد:

$$W_i = \frac{\alpha_i + \beta_i G(u)}{1 + G(u)} + \left(\frac{\gamma_i p_i - \frac{\alpha_i + \beta_i G(u)}{1 + G(u)} p'\gamma}{M}\right) (i = 1,...,n) \quad (۱۰)$$

که در آن W_i سهم کالای i ام از مخارج (درآمد) می‌باشد. همان‌طورکه مشخص است اگر $\alpha_i = \beta_i$ باشد سیستم AIDADS همان سیستم LES می‌شود در نتیجه AIDADS شکلی تعمیم یافته از LES است که در آن رابطه سهم بودجه نهایی (MBS) با درآمد غیرخطی است در حالیکه در LES این رابطه خطی است. همچنین با توجه به شرایط قانونمند کردن تابع تقاضای که در رابطه (۴) بیان شد. چنانچه تابع تقاضای رابطه (۹) را در رابطه (۲) جایگذاری کرد و سپس این رابطه را در رابطه (۱) قرار داد، می‌توان به قید مشخص شده در رابطه (۱) دست یافت که در این صورت شکل نهایی تابع مطلوبیت هانوچ به‌صورت زیر خواهد شد:

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\alpha_i + \beta G(u)}{1 + G(u)} \ln\left[\frac{1}{p_i} \frac{\alpha_i + \beta_i G(u)}{1 + G(u)}\right]\left(M - \sum_{i=1}^{n} p_i \gamma_i\right) - \ln(A) - u = 1 \quad (۱۱)$$

که در رابطه فوق $\ln(A)$ یک عدد است و بیانگر آن است برای اینکه شرط وجود تابع مطلوبیت هانوچ تأمین شود چه مقدار باید به تابع برآوردی اضافه یا کسر گردد تا به شرط مطلوبیت هانوچ رابطه (۱) دست یافت و مقدار آن همراه با سایر پارامترهای الگو محاسبه می‌شود (کرانفیلد و همکاران[1]، ۲۰۰۵).

کرانفیلد و همکاران (۲۰۰۵)، سیستم تقاضای که ریمر و پاول (۱۹۹۲)، مطرح کرده بودند را تغییر دادند به‌طوری‌که در این سیستم γ_i برای مطلوبیت‌های گوناگون متفاوت بیان می‌شود و آن را سیستم تقاضای مستقیم جمع‌پذیر ضمنی اصلاح شده (MAIDADS) نامیدند. سیستم اصلاح شده قادر است که رفتارهای مصرفی گوناگون را برای سطوح مخارج متفاوت اندازه بگیرد و همچنین حداقل مصرف را برای مطلوبیت‌های گوناگون نشان می‌دهد. این ویژگی توجه محققان را به خود جذب کرده است. همین امر سبب می‌شود که الگوی MAIDADS نسبت به الگوی AIDADS انعطاف‌پذیرتر و نتایج آن قابل اعتمادتر باشد. پارامتر حداقل معاش (γ_i) در الگوی MAIDADS که به صورت تابعی از مطلوبیت (U) در نظر گرفته می‌شود به‌صورت زیرتصریح می‌شود:

$$\gamma_i(u) = \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1 + e^{\omega u}} \qquad (۱۲)$$

در اینجا ω, τ_i, δ_i مقدارهای ثابت مثبت هستند. در رابطه فوق اگر $\tau_i = \delta_i$ باشد نشان‌دهنده این است که سطح پارامتر حداقل معاش به مطلوبیت وابسته نیست که به همان الگوی AIDADS تبدیل خواهد شد. اما اگر $\tau_i \neq \delta_i$ باشد MAIDADS دو حالت می‌تواند داشته باشد. حالت اول اگر $\delta_i > \tau_i$ مخارج در حال رشد هستند و سطح زندگی بدون محدودیت است و δ_i نشان‌دهنده حد بالای پارامتر حداقل معاش و τ_i نشان دهنده حد پایین پارامتر حداقل معاش است. حالت دوم اگر $\delta_i < \tau_i$ باشد. این به معنی افزایش مطلوبیت و افزایش پارامتر حداقل معاش که از الگوی لاجستیک با حد پایین δ_i و حد بالا τ_i پیروی می‌کند (کرانفیلد و همکاران، ۲۰۰۵).

با توجه به آنچه بیان شد الگوی MAIDADS از حداکثرسازی تابع مطلوبیت با توجه به دو قید زیر به دست می آید

[1] Cranfield et al

$$Max \quad u \tag{۱۳}$$

$$s.t.$$

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\alpha_i + \beta_i e^u}{1+e^u} \ln\left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right) - \ln(A) - u = 1$$

$$\sum_{i=1}^{n} p_i q_i = M$$

با تشکیل تابع لاگرانژ و شرایط مرتبه اول جهت حداکثرسازی، رابطه (۱۳) به صورت زیر در خواهد آمد:

$$-\mu \frac{\alpha_i + \beta_i e^u}{1+e^u} \frac{1}{q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}}} - \lambda p_i = 0 \tag{۱۴}$$

که در آن μ ضریب لاگرانژ قید اول و λ ضریب لاگرانژ قید دوم است. رابطه (۱۴) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\lambda = -\mu \left(M - \sum_i p_i \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right)^{-1} \tag{۱۵}$$

شرط مرتبه اول با توجه به u به صورت زیر می‌باشد:

$$1 - \mu \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{(\beta_i - \alpha_i)e^u}{(1+e)^2} \ln\left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right) - \frac{\alpha_i + \beta_i e^u}{1+e^u} \left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right)^{-1} \frac{(\tau_i - \delta_i)\omega e^{\omega u}}{(1+e^{\omega u})^2} - 1 \right] = 0 \tag{۱۶}$$

این به معنی چند برابر ضریب لاگرانژ در محدوده اول است:

$$\mu = \left[\sum_{i=1}^{n} \frac{(\beta_i - \alpha_i)}{(1+e^u)^2} \ln\left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right) - \frac{\alpha_i + \beta_i e^u}{1+e^u} \left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right)^{-1} \frac{(\tau_i - \delta_i)\omega e^{\omega u}}{(1+e^{\omega u})} - 1 \right]^{-1} \tag{۱۷}$$

به این ترتیب محدودیت در رابطه (۱۵) به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۸)

$$\lambda = -\left[\sum_{i=1}^{n} \frac{(\beta_i - \alpha_i)e^u}{(1+e^u)^2} \ln\left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right) - \frac{\alpha_i + \beta_i e^u}{1+e^u} \left(q_i - \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right)^{-1} \frac{(\tau_i - \delta_i)\omega e^{\omega u}}{(1+e^{\omega u})^2} - 1 \right]^{-1} \times \left(M - \sum_i p_i \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right)^{-1}$$

با استفاده از روابط (۱۶) و (۱۷) می‌توان به تابع تقاضای i امین کالا برای MAIDADS رسید که به صورت زیر است:

$$q_i = \frac{\delta_i + \tau_i e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} + \frac{\alpha_i + \beta_i e^{u}}{(1+e^{u})p_i}\left(M - \sum_{j=1}^{n} p_j \frac{\delta_j + \tau_j e^{\omega u}}{1+e^{\omega u}} \right) (i = 1,...,n) \quad (۱۹)$$

اگر بخواهیم تقاضا را به صورت سهم نشان دهیم به فرم زیر خواهد بود:

$$W_i = \frac{\gamma_i(u)p_i}{M} + \frac{\alpha_i + \beta_i e^{u}}{1+e^{u}}\left(1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i \gamma_i(u)}{M} \right) (i = 1,...,n) \quad (۲۰)$$

اگر برای هر i در رابطه (۱۹) و (۲۰) $\delta_i = \tau_i$ باشد، همان الگوی AIDADS نتیجه می‌شود.

یک مسئله مهم که در تخمین تابع تقاضای MAIDADS با آن رو به رو هستیم برآورد سطح مطلوبیت می‌باشد. به دلیل آنکه این سیستم جز سیستم تقاضای جمع‌پذیر ضمنی محسوب می‌شود، سطح مطلوبیت، یک متغیر درونزا می‌باشد و باید در داخل الگو محاسبه شود، برای این کار لازم است که ابتدا مقادیر اولیه‌ای برای سایر پارامترهای این سیستم تعریف شود تا بتوان مقدار اولیه u را به دست آورد. در اینجا توجه به این نکته ضروری است که ارزش‌های اولیه انتخاب شده بایستی با مشخصه‌های تابع LES سازگاری داشته باشد. بر اساس کرانفیلد و همکاران (۲۰۰۱)، مقادیر اولیه α_i و β_i برابر سهم بودجه‌ای متوسط برای کالای i ام و γ_i اولیه برابر میانگین سهم مخارج هر کالا می‌باشد. بنابراین مطلوبیت u_1 با قرار دادن مقادیر اولیه α_i ، β_i ، γ_i و سطوح مصرف در مطلوبیت استون-گری به‌دست می‌آید. سپس سایر سطوح مطلوبیت را می‌توان با جمع کردن مقدار اولیه با میزان تغییرات مطلوبیت (Δu_t) که حاصل تغییرات تقاضا می‌باشد به دست آورد بنابراین طبق رابطه زیر داریم:

$$u_t = u_1 + \sum_{t=2}^{T} \Delta u_t \ (t = 2,...,T) \quad (۲۱)$$

$$\Delta u_t = \sum_{j=1}^{n} C_{jt} \Delta \hat{q}_{jt} \ (j = 1...,n, \quad t = 2,...,T) \quad (۲۲)$$

که در آن $\Delta\hat{q}_{jt}$ و C_j عبارتند از:

$$\hat{q}_{jt} = \gamma_{jt}(u) + \phi_{jt}\left(\frac{M_t - p_t'\gamma}{p_{jt}}\right)(j = 1,...,n) \quad (۲۳)$$

$$\Delta\hat{q}_{jt} = \phi_{jt} \times \left(\frac{M_{t+1} - p_{t+1}'\gamma}{p_{jt+1}} - \frac{M_t - p_t'\gamma}{p_{jt}}\right) \quad (۲۴)$$

$$C_{jt} = -\frac{p_{jt}}{(M_t - p_t'\gamma)} \times \left[\frac{e^u}{1+e^u}\sum_{i=1}^{n}(\beta_i - \phi_{it})\ln(q_{it} - \gamma_i(u)) - 1\right]^{-1} \quad (۲۵)$$

این زنجیره محاسبه، به همین صورت ادامه می‌یابد تا u_t و ϕ_{jt} برای تمامی مشاهدات محاسبه گردند. برای تخمین سیستم MAIDADS از روش حداکثر درستنمایی (ML) استفاده خواهد شد که می‌توان تابع حداکثر درست‌نمایی را به صورت زیر نوشت:

$$L = -0.5\ln\left|\hat{\Omega}\right| \quad (۲۶)$$

که در آن ماتریس واریانس-کواریانس $\hat{\Omega}$ مقدار برآورد شده تخمین Ω می‌باشد که عناصر آن عبارت‌اند از:

$$\hat{\Omega}_{ij} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} e_{it}e_{jt} = \sum_{k=1}^{n-1} r_{ik}r_{jk} \quad (۲۷)$$

ماتریس واریانس-کواریانس $\hat{\Omega}$ را می‌توان به صورت $\hat{\Omega} = R'R$ تجزیه کرد که در آن R یک ماتریس بالا مثلثی است که ابعاد آن با ابعاد $\hat{\Omega}$، مطابقت دارد.

جز خطا هر کالا و هر مشاهده (v_{it}) از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$e_{it} = W_{it} - \hat{W}_{it} \quad (۲۸)$$

که در آن $\hat{W}_{it}$ سهم بودجه برازش شده می‌باشد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{W}_{it} = \frac{\gamma_i(u_t)p_{it}}{M_t} + \frac{\alpha_i + \beta_i e^{u_t}}{1+e^{u_t}}\left(1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it}\gamma_i(u_t)}{M_t}\right) \quad (i = 1,...,n) \qquad (۲۹)$$

بنابراین تابع هدف در مسئله بهینه‌سازی برابر است با:

$$\ln L = -0.5\prod_{i=1}^{n-1} r_{ii}^2 \qquad (۳۰)$$

برای حداکثرسازی رابطه بالا نیاز به تعریف رابطه‌ای بین مطلوبیت، ارزش‌های پارامتری و سهم‌های بودجه‌ای داریم این رابطه در بین مطالعات پیشین (مانند کرانفلید و همکاران، ۲۰۰۱) به صورت زیر تعریف شده است:

$$\sum_{i=1}^{n} \frac{\alpha_i + \beta_i G(u)}{1+G(u)} \ln(q_{it} - \gamma_i(u)) - u = \kappa \qquad (۳۱)$$

متغیرهای انتخاب در مسئله بهینه‌سازی α_i، β_i، $k = [1+\ln(A)]$، $\hat{u}_t$، $\hat{W}_{ti}$، e_{it}، $\gamma_{i(u)}$ می‌باشند. حال می‌توان با تخمین رابطه (۳۰) متغیرهای انتخابی را به دست آورد و به تابع تقاضا برسیم. استفاده از مقادیر اولیه[1] که به مقدار بهینه نزدیک باشند می‌تواند سبب کاهش بار محاسبات گردد. بر اساس کرانفیلد و همکاران (۲۰۰۱ و ۲۰۰۵) کران‌های بالا و پایین و نیز ارزش‌های پارامترهای این سیستم تقاضا در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

[1] Starting Value

جدول (۱) کران های بالا و پایین متغیر ها و پارامترهای الگوی (MAIDADS)

متغیرها و پارامترها	کران پایین	کران بالا	مقادیر اولیه (برای تخمین تابع)
α	۰	۱	میانگین سهم هر کالا در طی مشاهدات
β	۰	۱	میانگین سهم هر کالا در طی مشاهدات
γ	۰	۱/۶۵$\times \min\{q_{it}\}$	۰/۱$\times \min\{q_{it}\}$
A	۰	$+\infty$	۱
u	-۱۲	۲۰	محاسبه شده در رابطه (۳۱)
W	۰/۰۰۱	۰/۹۹	محاسبه شده در رابطه (۲۹)
e	-۱	+۱	محاسبه شده در رابطه (۲۸)
τ	۰	$+\infty$	برآوردی γ_i
δ	۰	$+\infty$	برآوردی γ_i
ω	$-\infty$	$+\infty$	۰/۰۱

منبع: کرانفیلد و همکاران (۲۰۰۱ و ۲۰۰۵)

برای برآورد سیستم MAIDADS تابع هدف و قیود این تابع به صورت یک مسئله برنامه‌ریزی غیرخطی در نرم‌افزار GAMS 24.2.3 مدل‌سازی شده و با استفاده از یک تابع حداکثر درستنمایی و به کمک حل‌کننده MINOS 5 به برآورد این توابع پرداخته شده است. پس از برآورد تابع تقاضا و محاسبه $\gamma_i(u)$ و با استفاده از شاخص بهای مواد خوراکی (p_i) می‌توان خط فقر تغذیه‌ای $\left(\sum_{i=1}^{14} p_i\gamma_i(u)\right)$ را طی دوره مورد بررسی محاسبه نمود.لازم به یادآوری است که میزان مطلق ضریب پارامتر حداقل معاش به تنهایی کاربرد ندارد؛ ولی چنانچه در شاخص قیمت سال مربوطه ضرب شود ($p_i\gamma_i(u)$) نشان‌دهنده حداقل معاش پولی گروه کالایی مورد نظر در آن سال خواهد بود. این میزان حداقل مخارج مورد نیاز مواد خوراکی خانوار برای ادامه زندگی را نشان می‌دهد که از آن به عنوان خط فقر غذایی نیز در ادبیات مربوطه تعبیر می‌شود به‌طوری‌که اگر درآمد خانواری کمتر از این مقدار باشد فقیر در غیر این صورت غیر فقیر محسوب می‌شوند. برای محاسبه حداقل معاش مواد غذایی (خط فقر غذایی) از رابطه $\sum_{i=1}^{14} p_i\gamma_i(u)$ استفاده گردید که در واقع مجموع حاصلضرب پارامتر حداقل معاش هر گروه از مواد غذایی در شاخص قیمت همان گروه کالایی می‌باشد.اطلاعات به کار برده شده در این مطالعه شامل میانگین سالانه قیمت و مقدار مواد خوراکی

، مخارج و بعد خانوار شهری برای دوره زمانی ۹۱-۱۳۶۷ می‌باشد. که از بانک اطلاعات هزینه خانوار مرکز آمار ایران گردآوری و استخراج شده است. همچنین شاخص بهای مواد خوراکی برای دوره یادشده از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شد.

نتایج و بحث

نتایج برآورد حداقل معاش مواد غذایی در جدول (۲) نمایش داده شده است. داده‌های دو ستون آخر این جدول از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳) دریافت شده که به منظور مقایسه با خط فقر غذایی محاسبه شده در این تحقیق گزارش شده است. همان‌طور که از جدول (۲) مشخص است حداقل معاش مواد غذایی (خط فقر غذایی) طی دوره مورد مطالعه روند افزایشی داشته است که مهمترین دلیل آن را می‌توان افزایش قیمت مواد غذایی (تورم) دانست. به عنوان مثال در سال ۱۳۶۸ نرخ رشد حداقل معاش مواد غذایی و تورم نسبت به سال ۱۳۶۷ به ترتیب برابر ۲۴/۴ و ۱۴/۲درصد بوده است، اما در سال ۱۳۹۱ حداقل معاش مواد غذایی و تورم نسبت به سال ۱۳۹۰ به ترتیب نرخ رشدی معادل ۴۷/۸ و ۴۷/۲ درصد داشته‌اند؛ در نتیجه میزان افزایش حداقل معاش مواد غذایی و تورم طی دوره ۹۱-۱۳۶۷ متفاوت بوده و روند ثابتی را دنبال نکرده‌اند.

نمودار های (۱) و (۲) به ترتیب روند تورم و خط فقر مواد غذایی را طی سال‌های ۹۱-۱۳۶۷نشان می‌دهند. همانطور که از این نمودارها مشخص است تورم مواد غذایی و خط فقر غذایی طی سال‌های ۷۲-۱۳۶۷ تقریبا روند ثابتی داشته است اما از سال ۷۲ به بعد این روند به طور کامل افزایشی بوده است.

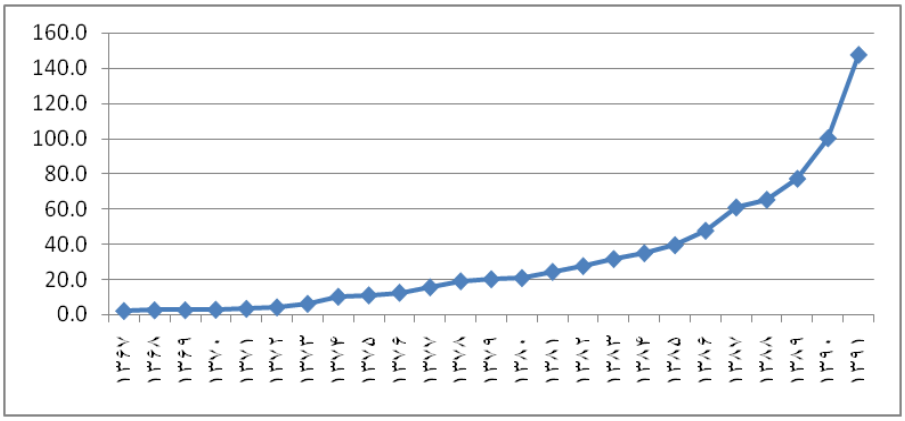
جدول (۲) متوسط حداقل معاش مواد غذایی (خط فقر غذایی) ماهانه خانوارهای شهری و نرخ تورم مواد غذایی

سال	حداقل معاش مواد غذایی به ازای هر نفر (ریال)[a]	نرخ رشد حداقل معاش مواد غذایی[a]	تورم مواد غذایی[b]	نرخ رشد تورم[b]
۱۳۶۷	۷۴۸۵۱	–	۱/۲	–
۱۳۶۸	۹۳۱۰۰	۲۴/۴	۲/۴	۱۴/۲
۱۳۶۹	۹۳۲۷۶	./۲	۲/۵	۴/۱
۱۳۷۰	۱۲۴۱۸۵	۳۳/۱	۲/۹	۱۶
۱۳۷۱	۱۵۵۷۸۲	۲۵/۴	۳/۴	۱۷/۲

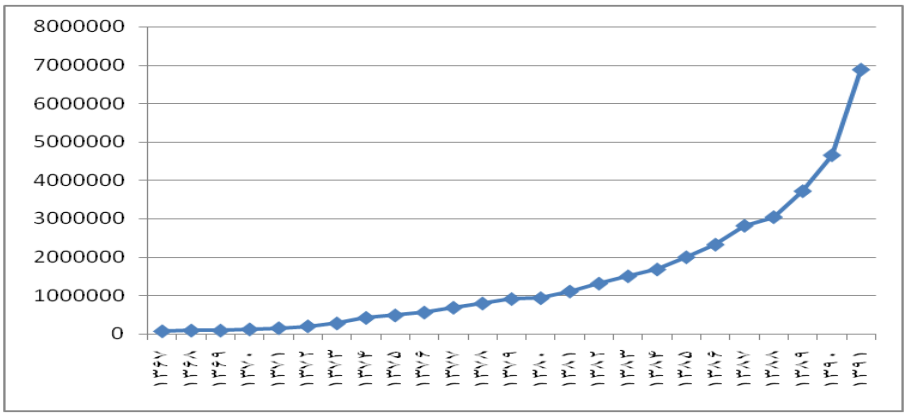
ادامه جدول (۲) متوسط حداقل معاش مواد غذایی (خط فقر غذایی) ماهانه خانوارهای شهری و نرخ تورم مواد غذایی

سال	حداقل معاش مواد غذایی به ازای هر نفر (ریال)[a]	نرخ رشد حداقل معاش مواد غذایی[a]	تورم مواد غذایی[b]	نرخ رشد تورم[b]
۱۳۷۲	۲۰۳۸۰۴	۳۰/۸	۴/۲	۲۳/۵
۱۳۷۳	۲۷۹۵۲۰	۳۷/۲	۶/۲	۴۷/۶
۱۳۷۴	۴۲۲۷۹۵	۵۱/۳	۱۰/۲	۶۴/۵
۱۳۷۵	۴۸۷۹۵۹	۱۵/۴	۱۱	۷/۸
۱۳۷۶	۵۶۲۲۹۸	۱۵/۲	۱۲/۵	۱۳/۶
۱۳۷۷	۶۸۸۲۶۷	۲۲/۴	۱۵/۶	۲۴/۸
۱۳۷۸	۷۹۷۴۳۶	۱۵/۹	۱۹	۲۱/۷
۱۳۷۹	۹۱۳۴۶۳	۱۴/۶	۲۰/۱	۵/۷
۱۳۸۰	۹۳۵۸۱۵	۲/۴	۲۰/۸	۳/۴
۱۳۸۱	۱۱۰۹۶۸۹	۱۸/۶	۲۴/۳	۱۶/۸
۱۳۸۲	۱۳۱۵۰۲۸	۱۸/۵	۲۷/۶	۱۳/۵
۱۳۸۳	۱۵۰۶۲۸۴	۱۴/۵	۳۱/۶	۱۲/۴
۱۳۸۴	۱۶۸۲۹۷۸	۱۱/۷	۳۴/۹	۱۰/۴۴
۱۳۸۵	۲۰۰۰۵۹۴	۱۸/۹	۳۹/۴	۱۲/۸
۱۳۸۶	۲۳۲۸۵۱۶	۱۶/۴	۴۷/۶	۲۰/۸
۱۳۸۷	۲۸۲۱۴۷۵	۲۱/۲	۶۰/۸	۲۷/۷۳
۱۳۸۸	۳۰۴۳۷۷۰	۷/۹	۶۵/۱	۷
۱۳۸۹	۳۷۲۰۳۵۵	۲۲/۲	۷۷/۱	۱۸/۴
۱۳۹۰	۴۶۵۵۹۲۵	۲۵/۱	۱۰۰	۲۹/۷
۱۳۹۱	۶۸۸۲۳۴۶	۴۷/۸	۱۴۷/۲	۴۷/۲

منبع: a= یافته‌های تحقیق و b= برگرفته از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳)



نمودار (۱) تورم مواد غذایی طی سال‌های ۹۱-۱۳۶۷ (منبع: برگرفته از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳))



نمودار (۲) خط فقر مواد غذایی طی سال‌های ۹۱-۱۳۶۷ (منبع: یافته‌های تحقیق)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه حداقل معاش غذایی (خط فقر تغذیه‌ای) با استفاده سیستم MAIADAS در سال-های ۹۱-۱۳۶۷ محاسبه شد. همان‌طورکه نتایج جدول (۲) نشان می‌دهند، حداقل معاش غذایی (خط فقر تغذیه‌ای) در سال‌های ۹۱-۱۳۶۷ روندی افزایشی داشته است؛ اما این روند با رشد یکنواختی همراه نبوده است با افزایش خط فقر تغذیه‌ای در دوره یادشده تورم مواد غذایی نیز با

رشد غیر یکنواختی افزایش یافته است که علت افزایش خط فقر غذایی را نیز می‌توان افزایش تورم دانست.

از آنجاکه مهم‌ترین علت افزایش حداقل معاش غذایی (خط فقر تغذیه‌ای) در سال‌های ۹۱-۱۳۶۷ ناشی از افزایش تورم مواد غذایی است؛ لذا ضرورت دارد با اعمال تمهیدات لازم برای مهار تورم برنامه‌ریزی همه جانبه‌ای صورت گیرد.

منابع

ابونوری، ا و مالکی، ن. (۱۳۸۷). خط فقر در استان سمنان طی برنامه‌های توسعه ۸۳-۱۳۶۸، *فصلنامه رفاه اجتماعی، ۲۸: ۱۲۵-۱۱۲.*

ارشدی، ع و کریمی، ع. (۱۳۹۲). بررسی وضعیت فقر مطلق در ایران در سال‌های برنامه اول تا چهارم توسعه، *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱:۴۲-۲۳.*

امین رشتی ن، زمانی ا و ناژن م. (۱۳۹۳). برآورد فقر غذایی در ایران براساس داده‌های سال ۱۳۸۸. *مجله علوم تغذیه و صنایع غذایی ایران، ۵: ۴۹۴-۴۸۹.*

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۳). نتایج بررسی بودجه در مناطق شهری. *اداره آمار اقتصادی، دایره بررسی بودجه خانوار.*

زراءنژاد م، خداپناه م و دیوسالاری. (۱۳۹۳). حداقل معیشت در مناطق روستایی استان خوزستان (۸۸-۱۳۵۸)، پژوهش‌های روستایی، ۱: ۱۰۸-۸۹.

سعادت، ر و قاسمی، م. (۱۳۹۱). بررسی حداقل معاش مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه و مقایسه آن با کل کشور (۸۶-۱۳۷۴). *فصلنامه پژوهش اقتصادی. ۲: ۲۰۶-۱۸۷.*

محمدزاده، پ، متفکرآزاد، م. ع، صادقی، س.ک و حکمتی فرید، ص. (۱۳۹۱). کاربرد الگوی هکمن دو مرحله‌ای در بررسی عامل‌های تعیین‌کننده شکاف فقر خانوارهای شهری و روستایی کشور، *فصلنامه علمی – پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۴: ۳۱-۱.

Assadzade A and Paul S. (2001) Poverty Growth and Redistribution a Case Study of Iran. UNU-WIDER; Series: WIDER Discussion Paper.

Cranfield, JAJ. Preckel PV. Elaes, JS. and Hertel, TW. (2001) Estimating Consumer the Development Spectrum: Maximum Likelihood Estimates of an Implicit Direct Addictively Model. *Journal of development Economics. 289-307.*

Cranfield, JAJ. Preckel, PV. Elaes, JS. and Hertel, TW. (2005) A Modified Implicit Directly Addictive Demand System, Applied Economic. 42:143-155.

Cranfield, J. Preckel, P. Hertel, T. (2007) Poverty Analysis Using an International Cross-Country Demand System. The World Bank. Policy Research Working Paper. 42-85.

Merz , .J and Rathjen, .T. (2011) Intensity of Time and Income Interdependent Multidimensional Poverty: Well-Being and Minimum 2DGAP –German Evidence, IZA DP No. 6022

Njong, .A.M. (2010) The effects of educational attainment on poverty, reduction in Cameroon, *Journal of Education Administration and Policy Studies. 2 (1):001-008.*

Okurut, N, Odwee, J and Adebva, A. (2002) Determinants of regional poverty in Uganda. AERC Research paper 122, African Economic Research Consortium, Nairobi

Rimmer, MT and Powell, AA. (1996) An Implicitly Addictive Demand System, *Applied Economics. 28:1613-1622.*