برآورد تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران (کاربردی از مدل‌های با اطلاعات ادغام شده)

علی‌اکبر خسروی‌نژاد*

این مقاله رفتار مصرفی خانوارهای شهری در خصوص نان را مورد توجه قرار داده و تابع تقاضای این کالا را با استفاده از تکنیک مدل‌های ادغام شده برآورد کرده است. داده‌های مورد استفاده از نوع داده‌های ادغام شده (دهک‌های مختلف هزینه‌ای در سال‌های مختلف) در دوره ۷۵ ـ ۱۳۶۳ است.

مقدمه

نان یکی از مهم‌ترین کالاهای مصرفی در سبد کالایی خانوارهای ایرانی به‌شمار می‌رود. از سوی دیگر، این کالا در میان کالاهای مختلف یارانه‌ای بیشترین سهم را به خود اختصاص داده است.

متوسط سهم یارانه گندم به کل یارانه‌های پرداختی از ۳۶ درصد در دهۀ ۱۳۶۰ به ۵۸ درصد در دهه ۱۳۷۰ (سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۷) رسیده است.[1] لذا، مطالعه در جنبه‌های مختلف این کالا ضروری به نظر می‌رسد.

در مقالۀ حاضر، تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری در دهك‌های مختلف هزینه‌ای (براساس تقسیم‌بندی مرکز آمار ایران به اعتبار مخارج کل) با روش مدل‌های مبتنی بر اطلاعات ادغام شده، برآورد شده است. این روش در دو دهۀ اخیر در میان متخصصان اقتصادسنجی و مطالعات کاربردی اقتصادی، توجه زیادی را به خود معطوف کرده است. این پیشرفت را شاید بتوان در سه پدیده متمایز به‌وقوع پیوسته در این دو دهه جست‌وجو کرد: در دسترس قرارگرفتن آمار و اطلاعات ادغام شده

---

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی و دانشجوی دورۀ دکترای اقتصاد

۱. وزارت بازرگانی، سازمان حمایت از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان.

(مقطعی ـ سری زمانی) با حجم وسیعی از مشاهدات؛ توسعهٔ مبانی نظری این روش‌ها از طریق فعالیت‌های پژوهشی متخصصان اقتصادسنجی و آمارداناان و نهایتاً توسعهٔ ابعاد سخت‌افزاری رایانه‌ها را می‌توان از عوامل مهم در پیشرفت این روش‌ها بر شمرد.

لذا در این مقاله سعی شده است ضمن معرفی اجمالی داده‌های ادغام شده و روش‌های تخمین آن، از این روش برای تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری ایران در مورد نان استفاده شود. در مورد برآورد تابع تقاضای نان می‌توان به هاشمی و دیگران (۱۳۶۶)، دینی ترکمانی (۱۳۷۳)، و خسروی‌نژاد (۱۳۷۶) اشاره کرد.

سازمان‌دهی مقاله به این صورت است که پس از مقدمه به مدل‌های نظری تقاضا (در حالت تك معادله‌ای) پرداخته شده است. سپس اطلاعات آماری مدل‌های ادغام شده و روش‌های تخمین آن ارائه شده است. قسمت بعد، برآورد تابع تقاضای نان را شامل می‌شود. در انتهای مقاله شاهد خلاصه و نتیجه‌گیری خواهید بود.

مدل‌های نظری تقاضا (تك معادله‌ای)

در متون اقتصادی برای تصریح یك تابع تقاضا و برآورد آن از دو روش متفاوت استفاده می‌شود. در روش اول، تابع مطلوبیت خاصی در نظر گرفته می‌شود و این تابع با توجه به قید بودجه بیشینه و تابع تقاضا از آن به‌دست می‌آید.اگر چه این روش مسیر کاملاً صحیح و پشتوانه نظری محکمی نیز دارد، ولی استفاده از آن در مطالعات کاربردی مشکلاتی به همراه دارد. این موضوع از آن‌جا سرچشمه می‌گیرد که شکل‌های شناخته شده برای توابع مطلوبیت محدود است. در بعضی از مطالعات، استفاده از یك شکل خاص تابع مطلوبیت موجب پیچیدگی‌هایی (چون غیرخطی‌بودن پارامترها) در تابع تقاضا می‌شود که برآورد آن را هم از نظر تکنیکی و هم از نظر کمبود یا نبود داده‌های آماری مناسب دچار مشکل می‌سازد.

در روش دوم که در بسیاری از پژوهش‌های کاربردی نیز از آن استفاده می‌شود، بدون در نظر گرفتن تابع مطلوبیت خاص، مستقیماً تابع تقاضایی تصریح و برآورد می‌شود. سپس در میان توابع برآورد شده تابعی برگزیده می‌شود که از لحاظ تئوریك و معیارهای انتخاب مدل[1] وضعیت بهتری را

1. model selection criteria

نشان دهد.

مدل‌های تقاضایی را که در تحقیقات کاربردی به‌کار گرفته می‌شوند، می‌توان به دو دسته سیستمی و تک معادله‌ای تقسیم کرد. مدل‌های سیستمی بیشتر در مطالعات گروه‌های کالایی به‌کار می‌رود، در حالی‌که مدل‌های تک معادله‌ای در مواردی مورد استفاده قرار می‌گیرد که هدف برآورد یک کالای خاص باشد. در این مقاله از همین روش استفاده شده است.

از آن‌جا که در نوشتارهای مربوط به مطالعات تقاضا، توابع تقاضای مختلفی وجود دارد که این مقاله از آن‌ها استفاده کرده است، در ادامه به معرفی این توابع و ویژگی‌های آن می‌پردازیم.

یکی از شکل‌های توابع تقاضا که در مطالعات کاربردی نیز بسیار مفید است، شکل خطی معادله تقاضا است. چنانچه کالای i ام را مورد توجه قرار دهیم، معادلهٔ خطی تقاضا برای آن به‌صورت زیر است.

$$Q_{it}= \alpha_i+ \beta_i P_{it} + \sum_{\substack{j=1 \\ j\neq i}}^{n} \beta_i P_{jt} + \theta_i I_t + U_{it} \qquad (۱)$$

به‌گونه‌ای که Q_{it} میزان مصرف کالای مورد نظر (کالای iام) در سال t؛ P_{it} میزان مصرف کالای مورد نظر در سال t؛ P_{jt} قیمت کالای وابسته که در برگیرنده کالاهای جانشین و مکمل است؛ I_t درآمد مصرف کننده؛ U_{it} جمله اختلال که منعکس کنندهٔ اثر سایر متغیرهای وارد نشده در مدل، خطای تشخیص و... است؛ و α_i، β_i، β_j و θ پارامترهای مورد برآورد هستند.این معادله یا حالت‌های خاص آن در بسیاری از مطالعات کاربردی مورد استفاده قرار گرفته است.[۱]

ویژگی این تابع آن است که در آن تأثیرات نهایی (پارامترهای مورد برآورد) کمیت‌های ثابتی هستند و متأثر از سطح هر کدام متغیرها نیستند. این تابع فرض می‌کند، همان‌گونه که متغیرهای توضیح‌دهنده به‌طور محدودی افزایش می‌یابند، کشش‌ها به سمت عدد یک میل می‌کنند.[۲]

۱. برای اطلاع بیشتر، نگاه کنید به شولتس، ۱۹۳۸.

۲. نگاه شود به محسن بلور فروش، ۱۹۷۷، ص ۴۲.

شکل دیگر تابع تقاضا که در کارهای تجربی مورد استفاده قرار گرفته است، تابع تقاضا به شکل نیمه لگاریتمی است که آن را به این صورت می‌توان نوشت:

$$Q_{it}= \alpha_i+ \beta_i \ln P_{it} + \sum_{\substack{j=1 \\ j\neq i}}^{n} \beta_j \ln P_{jt} + \theta_i \ln I_t + U_{it} \qquad (۲)$$

در تابع نیمه لگاریتمی میزان مصرف از سطح اولیه کمتر نمی‌شود و کشش درآمدی تقاضا همواره به‌طور معکوس با سطح مصرف تغییر می‌یابد.

سومین نوع تابع تقاضا، شکل تمام لگاریتمی یا لگاریتم خطی است که آن را توابع تقاضا با کشش ثابت نیز می‌نامند. شکل این تابع به‌صورت زیر است:

$$Q_{it} = A_i\, p_{it}^{\beta i}\, p_{jt}^{\beta j}\, I^{\theta i}\, e^{uit} \qquad (۳)$$

چنانچه از معادله شماره(۳) لگاریتم بگیریم خواهیم داشت:

$$\ln Q_{it}= \alpha_i+ \beta_i \ln p_{it} + \sum_{\substack{j=1 \\ j\neq i}}^{n} \beta_j \ln p_{jt} + \theta_i \ln I + U_{it} \qquad (۴)$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در این‌جا هر کدام از تأثیرات نهایی یا، به عبارت دیگر، ضرایب موجود در تابع لگاریتمی (β_i و β_j) کمیت‌های ثابتی نیستند، بلکه متاثر از سطح قیمت‌های مربوط‌اند. از سوی دیگر، این مدل در بطن خود قیدهای خاصی را به همراه دارد و آن ثابت بودن کشش‌های قیمتی و خودی است. به بیان دیگر، ضرایب متغیرهای مستقل در این مدل، همان کشش‌ها هستند.

اطلاعات آماری مورد استفاده در مدل‌های ادغام شده

چنانچه داده‌های مقطعی، استخراج شده از واحدهای مقطعی متفاوت را در سال‌های مختلف در کنار هم قرار دهیم، با داده‌هایی از نوع ادغام شده مواجه خواهیم بود. نحوهٔ آرایش داده‌ها در کنار هم

می‌تواند به دو صورت انجام پذیرد.

در نوع اول، داده‌های یک واحد مقطعی برای T سال را در کنار هم قرار می‌دهیم و سپس این عمل را برای واحد مقطعی دوم و ... تکرار می‌کنیم. برای مثال، داده حاصل از خانوارهای موجود در دهک‌های درآمدی را می‌توان به صورتی که در پی می‌آید نوشت.

دهک‌درآمدی	سال	متغیر مورد مطالعه
دهک اول	۱۳۶۳	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک اول
دهک اول	۱۳۶۴	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک اول
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
دهک اول	T ام	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک اول
دهک دوم	۱۳۶۳	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک دوم
دهک دوم	۱۳۶۴	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک دوم
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
دهک دوم	T ام	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک اول
دهک دهم	۱۳۶۳	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک دهم
دهک دهم	۱۳۶۴	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک دهم
.	.	.
.	.	.
دهک دهم	Tام	مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای دهک دهم

این نحوهٔ آراستن داده‌ها را، به ترتیبی که مشاهده می‌شود، اصطلاحاً داده‌های ادغام شده[1] می‌گویند. آرایش داده‌ها در کنار یکدیگر، قراردادن داده‌های واحدهای مقطعی در هر سال در کنار هم است، به‌گونه‌ای که این روند برای سال‌های بعد نیز تکرار می‌شود. در این حالت، نحوهٔ چیدن داده‌های مذکور به‌صورت زیر است:

دهک‌درآمدی	سال	متغیر مورد مطالعه
دهک اول	۱۳۶۳	میزان مخارج صرف شده توسط دهک اول
دهک دوم	۱۳۶۳	میزان مخارج صرف شده توسط دهک دوم
.		.
.		.
.		.
.		.
دهک دهم	۱۳۶۳	میزان مخارج صرف شده توسط دهک دهم
دهک اول	۱۳۶۴	میزان مخارج صرف شده توسط دهک اول
.		.
.		.
.		.
.		.
.		.
دهک دهم	۱۳۶۴	میزان مخارج صرف شده توسط دهک دهم
دهک اول	Tام	میزان مخارج صرف شده توسط دهک اول
دهک دهم	Tام	میزان مخارج صرف شده توسط دهک دهم

نحوهٔ آراستن داده‌ها به این ترتیب را هم اصطلاحاً تابلویی[2] می‌گویند. این‌که پژوهشگران در کار تحقیقاتی خود از مطالعات ادغام شده کدام یک از این دو حالت را انتخاب خواهند کرد به

1. pooled data

2. panel data

پیش‌فرض‌های آنان در مورد ارتباط واحدهای مقطعی در یک واحد زمان و ساختار جملات اختلال بستگی دارد.

یک عامل کلیدی در کنار هم گذاشتن اطلاعات، فرض استقلال شرطی[1] است. وقتی پیش فرض ما این است که مشاهدات در هر دو بُعد (زمان و مقطع) از یکدیگر مستقل هستند، می‌توان شکل داده‌های ادغام شده را برگزید. در حالتی که پیش فرض استقلال مشاهدات تنها در یک بعد است، گزینهٔ داده‌های تابلویی برای قراردادن داده‌های سری زمانی و مقطعی در کنار یکدیگر مناسب است.[2]

روش‌های تخمین مدل‌های ادغام شده

برآورد روابطی که در آن‌ها از داده‌های ادغام شده (سری زمانی ـ مقطعی) استفاده می‌شود، غالباً با پیچیدگی‌هایی مواجه است. در حالت کلی، مدل زیر نشان‌دهندهٔ یک مدل با داده‌های ادغام شده است.

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^{K} \beta_{kit} x_{kit} + e_{it} \qquad (۷)$$

که در آن n و ... و ۲ و ۱ $= i$ نشان‌دهندهٔ واحدهای مقطعی (مثلاً خانوارها) و T و ... و ۲ و ۱ $=t$ بر زمان اشاره دارد. Y_{it} متغیر وابسته را برای i مین واحد مقطعی در سال t و x_{kit} نیز k امین متغیر مستقل غیر تصادفی برای i امین واحد مقطعی در سال t ام است.

فرض می‌شود جمله اختلال e_{it} دارای میانگین صفر، $E[e_{it}]=0$، و واریانس ثابت $E[e^2_{it}] = \sigma^2 e$ است. β_{kit} پارامترهای مجهول مدل است که واکنش متغیر وابسته نسبت به تغییرات k امین متغیر مستقل در i امین مقطع و t امین زمان را اندازه‌گیری می‌کند. در حالت کلی، فرض می‌شود که این ضرایب در میان تمامی واحدهای مقطعی و زمانی مختلف، متفاوت است. ولی در بسیاری از مطالعات پژوهشی متغیربودن این ضرایب هم برای تمامی مقاطع و هم برای تمامی زمان‌ها بسیار محدودکننده است و باید نسبت به ماهیت موضوع مورد مطالعه و سایر شرایط، پژوهشگر خود فرض‌های مقتضی را در خصوص پارامترها تعیین کند.

---

1. conditional independence assumption

2."Time Series Processor", Version 4.2, User Manual, (October 1991), p.148.

این مدل را می‌توان به پنج حالت زیر تقسیم کرد که عبارت‌اند از:

۱. تمامی ضرایب ثابت‌اند و فرض می‌شود که جمله اختلال قادر است تمام تفاوت‌های میان واحدهای مقطعی (مثلاً خانوارها) و زمان را دریافت کند و توضیح دهد.

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + e_{it} \tag{۸}$$

۲. ضرایب مربوط به متغیرها(شیب‌ها) ثابت‌اند و تنها عرض از مبدأ برای واحدهای مختلف مقطعی متفاوت است.

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + e_{it} \tag{۹}$$

۳. ضرایب مربوط به متغیرها (شیب‌ها) ثابت‌اند و تنها عرض از مبدأ در زمان‌ها و واحدهای مختلف مقطعی تغییر می‌کند.

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + e_{it} \tag{۱۰}$$

۴. همهٔ ضرایب برای تمام واحدهای مقطعی متفاوت است.

$$Y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^{K} \beta_{ki} x_{kit} + e_{it} \tag{۱۱}$$

۵. تمام ضرایب هم نسبت به زمان و هم نسبت به واحدهای مقطعی متفاوت است.

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^{K} \beta_{kit} x_{kit} + e_{it} \tag{۱۲}$$

در خصوص روش‌های تخمین مدل‌های مذکور می‌توان گفت که در حالت‌های ۲ و ۳ و ۴ بسته به این‌که کدامیک از ضرایب ثابت یا متغیر باشند، به مدل‌های تأثیرات ثابت[1] یا تأثیرات تصادفی[2] تقسیم

---

1. fixed effects

2. random effects

می‌شوند. مدل‌هایی که در آن‌ها تأثیرات ثابت فرض می‌شود به دو حالت مدل‌های با متغیر مجازی و رگرسیون‌هایی ظاهراً غیر مرتبط تقسیم می‌شوند. در حالی‌که مدل‌هایی با تأثیرات تصادفی منجر به مدل اجزای خطا[1] یا مدل ضرایب تصادفی سوآمی[2] خواهند شد.

مدل‌های مورد بحث را می‌توان در جدول ۱ خلاصه کرد.

در این مطالعه، ما حالت دوم، یعنی حالتی را که در آن ضرایب شیب ثابت است و تنها عرض از مبدأ برای واحدهای مختلف مقطعی متفاوت است، در نظر می‌گیریم و سپس روش‌های تخمین آن را معرفی و نهایتاً با استفاده از داده‌های بودجه خانوارهای شهری در دهک‌های مختلف هزینه‌ای تابع تقاضای نان را برآورد می‌کنیم. همان‌گونه که قبلاً نیز گفته شد، معادلهٔ (۹) را که در آن عرض از مبدأ برای واحدهای مقطعی متفاوت است، می‌توان به دو حالت تأثیرات ثابت و تأثیرات متغیر تقسیم کرد. لذا معادلهٔ (۹) را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$Y_{it} = \acute{\beta}_1 + \mu_i + \sum_{k=2}^{K} \beta_k x_{kit} + e_{it} \tag{۱۳}$$

به گونه‌ای که $\beta_{1i} = \acute{\beta}_1 + \mu_i$ است. β_1 را اصطلاحاً «میانگین عرض از مبدأها» می‌گویند و μ_i نشان‌دهندهٔ تفاوت‌های موجود در میانگین عرض از مبدأ در بین واحدهای مقطعی مختلف است. روش تخمین معادلهٔ (۱۳) به ثابت یا تصادفی‌بودن μ_i بستگی دارد. در صورتی‌که μ_i ثابت باشد، برای تخمین از روش رگرسیون متغیر مجازی یا مدل کوواریانس استفاده می‌شود. حال آن‌که تصادفی‌بودن μ_i منجر به مدل اجزای خطا شده و روش تخمینِ آن روش حداقل مربعات تعمیم یافته *(GLS)* خواهد بود.

معادلهٔ (۱۳) را برای i امین واحد مقطعی در شکل ماتریسی به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

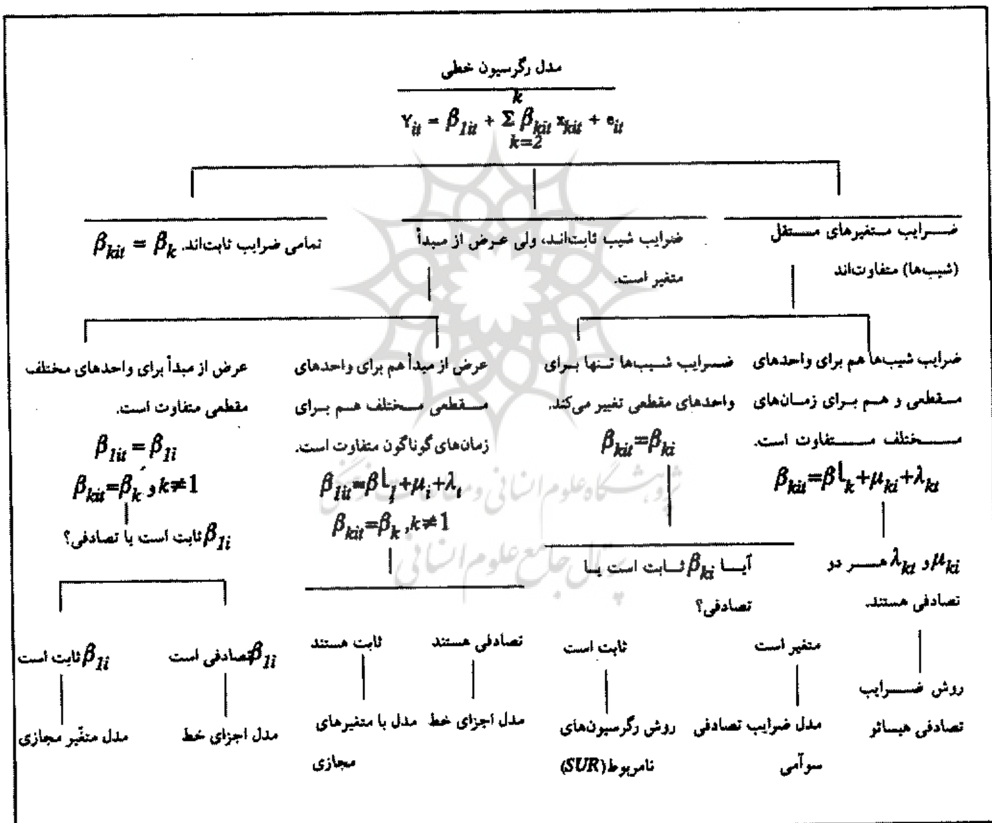
$$\bar{Y}_{it} = (\beta_1 + \mu_i)\, \mathbf{J} + \mathbf{X}_{si}\, \beta_s + \mathbf{e}_i \tag{۱۴}$$

---

1. error components models

2. swamy random coefficient model

جدول ۱: مدل‌های مختلف حاصل از ترکیب داده‌های سری‌های زمانی و مقطعی



که در آن $Y_i^{'}=(y_{i1}, y_{i2}, ..., y_{iT})^{'}$، $e_i=(e_{i1}, e_{i2}, ..., e_{iT})^{'}$ و $J_T=(1, 1, ..., 1)^{'}$ است که همگی آن‌ها ابعادی $(T\times 1)$ دارند. ماتریس X_{si} شامل مشاهداتی از متغیرهای مستقل (بدون عرض از مبدأ) برای i امین واحد مقطعی است. بُعد این ماتریس $(T\times k^{'})$ است که در آن $(k^{'}=k-1)$ است.

همچنین فرض می‌شود که میانگین جملات اختلال برای واحدهای مقطعی طی زمان صفر $E[e_i]=0$، ماتریس واریانس ـ کوواریانس هر واحد مقطعی آن‌ها قطری $E[e_i e_i^{'}]=\sigma e^2 I_T$ و در بین واحدهای مختلف صفر $E[e_i, e_j^{'}]=0$ ، $i\neq j$ است.

چنانچه معادلهٔ (۱۴) در حالت m_i برای تمام واحدهای مقطعی یعنی برای NT مشاهده بنویسیم، خواهیم داشت:

$$y=[\mathbf{I}_n \otimes \mathbf{J}_T \;\; \mathbf{X}_s \; \binom{\beta_1}{\beta_s}] \qquad (۱۵)$$

که $x_s^{'}=(x_{s1}^{'}, x_{s2}^{'}, ..., x_{sT}^{'})$، $e^{'}=(e_1^{'}, e_2^{'}, ..., e_T^{'})$، $y^{'}=(y_1^{'}, y_2^{'}, ..., y_T^{'})$ و $\beta_1=(\beta_{11}, \beta_{12}, ..., \beta_{1N})$ است.

روش برآورد معادلهٔ (۱۴) حداقل مربعات معمولی (و OLS) است که با توجه به صفربودن میانگین بُردار جملات اختلال، یک e قطری بودن ماتریس واریانس ـ کوواریانس قضیه گاووس ـ مارکوف در مورد این برآوردکننده‌ها صادق است. افزون بر آن، ماتریس و ماتریس $[\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{J}_T \; \mathbf{X}_s]$ ماتریس غیرتصادفی است و رتبهٔ آن برابر (واریانس ـ $N+K^{'}$) است. فرمول برآوردکننده‌های OLS کوواریانس برای معادلهٔ (۱۴) به‌ترتیب به‌شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} T\mathbf{I}_N & (\mathbf{I}_N\otimes \mathbf{J}_T)^{'}\mathbf{X}_s \\ \mathbf{X}_s^{'}(\mathbf{I}_N\otimes \mathbf{J}_T) & \mathbf{X}_s^{'}\mathbf{X}_s \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} (\mathbf{I}_N\otimes \mathbf{J}_T)^{'}\mathbf{y} \\ \mathbf{X}_s^{'} \end{bmatrix}$$

و:

$$\Sigma_{(b1^{'}, b2^{'})} = \sigma_e^2 \begin{bmatrix} T\mathbf{I}_N & (\mathbf{I}_N\otimes \mathbf{J}_T)^{'}\mathbf{X}_s \\ \mathbf{X}_s^{'}(\mathbf{I}_N \otimes J\,T) & \mathbf{X}_s\mathbf{X}_s \end{bmatrix}^{-1} \qquad (۱۶)$$

سؤالی که اغلب در مطالعات کاربردی مطرح می‌شود آن است که آیا شواهدی دال بر تفاوت میان عرض از مبدأ واحدهای مختلف مقطعی وجود دارد، یا این‌که مدل برای تمامی واحدهای مقطعی یکسان است و به‌سادگی می‌توان عرض از مبدأ را برای همه واحدهای مقطعی یکسان در نظر گرفت؟ این سؤال را می‌توان به‌صورت فرضیهٔ زیر مطرح کرد:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1N}$$
$$H_1 : \beta_{11} \neq \beta_{12} \neq \dots \neq \beta_{1N}$$

فرضیهٔ مذکور را می‌توان به عنوان یک مجموعه قیود خطی روی ضرایب در نظر گرفت و برای آزمون آن از آمارهٔ F که به صورت زیر است، استفاده کرد:

$$F = \frac{(\acute{\bar{e}}\,\bar{e} - \acute{\hat{e}}\,\hat{e})/N-1}{\acute{\hat{e}}\,\hat{e}/(NT - N - K')}$$

که در آن:

$\acute{\bar{e}}\,\bar{e}$ مجذور پسماندهای حاصل از برازش رگرسیون مقیّد $Y_{it} = \beta_{11} + \sum_{k=2}^{k} \beta_k x_{kit} + e_{it}$ است.

$\acute{\hat{e}}\hat{e}$ مجذور پسماندهای حاصل از برازش رگرسیون نامقید $Y_{iT} = \sum_{j=1}^{n} \beta_{ij} D_{jT} + \sum_{k=2}^{k} \beta_k x_{kit} + e_{it}$

به‌دست آمده و D_{jt} به‌صورت $D_{jt} = \begin{cases} 1 & i=j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$ تعریف شده است. $N-1$ تعداد قیود خطی و $(NT-N-K')$ درجهٔ آزادی مدل نامقیّد است.

در این‌جا حالتی را در نظر می‌گیریم که μ_iها ثابت نیستند و تصادفی هستند، لذا β_{1i}ها متغیر تصادفی با میانگین $\bar{\beta}_1$ و واریانس $\sigma^2\mu$ است.

توجه به این نکته ضروری است که اگر β_{1i} متغیر تصادفی باشد، باید به N واحد مقطعی به‌عنوان یک نمونهٔ تصادفی از جامعه‌ای بزرگ توجه کنیم که پارامترهای این جامعه $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ است که قصد داریم اطلاعات بیشتری را از آن‌ها کسب کنیم. این حالت ما را به مدل اجزای خطا رهنمون می‌شود.

پیش فرض‌هایی که برای ساختار μ_i در نظر گرفته می‌شود، به‌صورت زیر است:

$$E(\mu_i) = 0$$
$$E(\mu_i^2) = \sigma^2_\mu$$
$$E(\mu_i \mu_j) = 0 \qquad i \neq j$$
$$E(\mu_i e_i) = 0$$

در شکل ماتریس، معادله i امین واحد مقطعی را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$y_i = X_i \beta + \mu_i J_T + e_i \tag{۲۰}$$

که تعاریف y_i ، J_T و e_i مانند قبل هستند. ماتریس متغیرهای برون‌زا یعنی $X_i = [J_T \;\; X_{si}]$ یک ماتریس $(T \times K)$ بوده که شامل تمام متغیر برون‌زا همراه با عرض از مبدأ برای i امین واحد مقطعی است.

در معادلهٔ (۲۰) عبارت $(\mu_i J_T + e_i)$ را اصطلاحاً بُردار اختلال مرکب[1] گویند که دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس ـ کوواریانس زیر است:

$$V = E[(\mu_i J_T + e_i)(\mu_i J_T + e_i)'] \\ = \sigma_\mu^2 J_T J_T' + \sigma_\mu^2 I_T \tag{۲۱}$$

ساختار ماتریس وارایانس ـ کوواریانس جملات اختلال در بالا بیانگر آن است که برای هر واحد مقطعی خاص، همبستگی میان دو جمله اختلال در دوره‌های زمانی متفاوت با هم برابر است. افزون بر آن V متأثر از i (واحدهای مقطعی) نمی‌باشد، یعنی اینکه نه تنها در طول زمان ثابت است بلکه برای تمامی واحدهای مقطعی یکسان است.

معادله (۲۰) را برای N واحد مقطعی را در شکل ماتریسی به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$y = X\beta + \mu \otimes J_T + e \tag{۲۲}$$

و

$$E[\mu \mu'] = \sigma^2 \mu \, I_N$$
$$E[e e'] = \sigma^2 \mu \, I_N T$$

1. composite disturbance vetor

$$E\,[(\mu \otimes J_T)e'] = 0 \qquad (۲۳)$$

ماتریس واریانس ـ کوواریانس را با Φ نشان داده‌ایم که یک ماتریس بلوکی قطری به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned}\Phi &= E[(\mu \otimes J_T)e\ (\mu \otimes J_T)e'] \\ &= I_N \otimes V\end{aligned} \qquad (۲۴)$$

با توجه به این‌که مدل واریانس ـ کوواریانس جملات اختلال در مدل اجزای خطا (ماتریس Φ) یک ماتریس بلوکی قطری است، لذا با فرض مشخص‌بودن $\sigma^2\mu$ و σ^2_e، روش تخمین معادلهٔ (۲۴) روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) است.

$$\beta_{GLS} = (X' \Phi^{-1} X) X' \Phi^{-1} y \qquad (۲۵)$$

در عمل برآورد βها از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (یعنی β_{GLS}) امکان‌پذیر نیست، چرا که برآورد پارامتر در گرو آگاهی از ماتریس Φ یا، به‌عبارت دیگر، $\sigma^2\mu$ و σ^2_e است[1] که از این رو برای ما ناشناخته است. راه حلی که در عمل پیشنهاد شده آن است که به جای $\sigma^2\mu$ و σ^2_e برآوردهای آن‌ها یعنی $\hat{\sigma}^2\mu$ و $\hat{\sigma}^2_e$ را قرار دهیم. به‌عبارت دیگر، به‌جای ماتریس Φ برآورد آن یعنی $\hat{\Phi}$ قرار دهیم. در این صورت، نتایج برای $\hat{\beta}_{GLS}$ برابر است با:

$$\beta_{GLS} = (X' \hat{\Phi}^{-1} X)^{-1} X\ \Phi^{-1}\ y \qquad (۲۶)$$

برآورد مدل تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران

برای برآورد ضرایب درآمدی و قیمتی در تابع تقاضای نان، انواع توابعی خطی، خطی لگاریتمی و تمام لگاریتمی مورد برازش (در حالت ادغام شده) قرار گرفت که از میان آن‌ها تابع تمام لگاریتمی

---

۱. در متون اقتصادسنجی روش‌های مختلفی برای برآورد σ^2_μ و σ^2_e پیشنهاد شده است. برای اطلاع بیشتر، نگاه کنید به

Judge *et al., The Theory and Practice of Econometrics,* second edition, 1985, p.525.

مانند زیر انتخاب شده است:

$$Ln\ Q_{it} = \beta_0 + \beta_1\ Ln\ P_{it} + \theta\ Ln\ I_{it} + e_{it} \qquad i=1,2,....,10 \quad t=1363,....1375 \tag{۲۷}$$

به گونه‌ای که:

$Ln\ Q_{it}$ = لگاریتم مخارج صرف شده برای نان توسط خانوارهای شهری i ام در سال t ام.

$Ln\ P_{it}$ = لگاریتم شاخص قیمت نان در مناطق شهری (۱۰۰ = ۱۳۶۹).

$Ln\ I_{it}$ = لگاریتم مجموع مخارج خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای شهری iام در سال tام.

دوره مورد مطالعهٔ سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۷۵ است که در هر سال ۱۰ مشاهده که متعلق به تقسیم‌بندی دهک‌های هزینه‌ای از آمار بودجه خانوار است. لذا منظور از خانوار i ام، خانواری است که در i امین دهک تقسیم‌بندی هزینه‌ای قرار گرفته است.

شاخص قیمت برای خانوارهای موجود در دهک‌های مختلف هزینه‌ای در هر سال یکسان است. نحوهٔ قرار گرفتن داده‌های مقطعی ـ سری زمانی در کنار یکدیگر به صورت داده‌های ادغام شده (دهک ـ سال) است. در این مطالعه به جای استفاده از متغیر درآمد از مجموع مخارج مصرفی خانوار استفاده شده است.

گرچه مطالعات بودجهٔ خانوار مرکز آمار ایران میزان مصرف را بر اساس گروه‌های درآمدی نیز ارائه می‌کند، ولی از آن‌جا که داده‌های جمع‌آوری شده در خصوص درآمد خانوار با پرسش از رئیس خانوار به‌دست می‌آید و این‌که خانوارها و به‌خصوص خانوارهای پر درآمد از ابراز درآمد واقعی خود همیشه پرهیز می‌کنند، استفاده از داده‌های متغیر درآمد با مشکل مواجه است. علاوه بر این، از نظر تئوریک، ضریب درآمد در توزیع در تابع اِنگل واکنش مصرف خانوارها در مقابل تغییرات درآمد ــ پس از این‌که خانوارها زمان کافی را برای تغییر مصرف خود یافتند ــ اندازه می‌گیرد. به‌عبارت دیگر تغییر درآمد حاوی جزءِ «مستمر» و جزءِ «موقتی» است که فقط جزءِ مستمر آن باید در تابع گنجانده

شود.[1] از این روست که در بسیاری از پژوهش‌های کاربردی مجموع مخارج مصرفی و نه درآمد قابل تصرف به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است.

نتایج حاصل از برازش مدل (۲۷) بر کل مشاهدات به فرض یکسان بودنِ عرض از مبدأ و شیب‌ها برای تمامی واحدهای مقطعی و متفاوت بودن عرض از مبدأ برای واحدهای مختلف مقطعی در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲: نتایج حاصل از برازش مدل در دو روش OLS (ثابت‌بودن عرض از مبدأ) و روش متغیر مجازی (متفاوت بودن عرض از مبدأ)

نوع مدل	متغیرها / ضرایب	لگاریتم قیمت $Ln\ Pit$	لگاریتم‌درآمد $Ln\ Iit$	عرض از مبدأ	R^2	$\bar{R}^2$	مجموع مجذور پسماندها
مدل‌مقید با ثابت‌بودن β_{1i}ها	ضریب	۱/۰۲۶۹-	۰/۷۳۸۸	۴/۳۵۲۹	۰/۷۷۷۳	۰/۷۷۳۸	۱۰/۸۹۹۱
روش OLS	آمارهٔ t	(۱۴/۰۲۲-)	(۲۰/۹۴۷)	(۱۴/۰۹۱۰)			
مدل نامقید متفاوت‌بودن β_{1i}ها	ضریب	۲/۰۶۲۲۸-	۰/۶۸۷۷۹	-	۰/۳۱۵۹	۰/۷۹۸۸	۹/۰۱۰۸۷
روش متغیر مجازی $within$	آمارهٔ t	(۶/۲۴۲-)	(۱۸/۳۵۵۹)				

با استفاده از مجموع مجذور پسماندها از برازش دو مدل مقیّد (ثابت‌بودن β_{1i}) و نامقیّد (متفاوت بودن β_{1i})، حال می‌توان آزمون فرضیهٔ (۱۸) را مبنی بر یکسان بودن β_{1i}انجام داد. مقدار آمارهٔ F عبارت است از:

$$F(۹,۱۱۸) = ۲/۴۷۷۵$$

مقدار آمارهٔ F در جدول برابر ۱/۹۶ است. بنابراین، فرضیهٔ صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از

۱. هاشمی و دیگران، "برآورد و پیش‌بینی تقاضای گندم"، وزارت کشاورزی، مرکز تحقیقات روستایی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۶۶، ص ۴۸.

مبدأ برای تمامی واحدهای مقطعی رد می‌شود. سئوالی که در این‌جا مطرح می‌شود آن است که این تفاوت در عرض از مبدأ واحدهای مقطعی به‌طور ثابت عمل می‌کند یا این‌که عملکردهای تصادفی دارد. به‌عبارت دیگر، آیا می‌توان تفاوت در ساختار واحدهای مقطعی (خانوارها) را به وسیلهٔ مدل متغیر مجازی که با روش OLS برازش می‌شود، روشن ساخت یا این‌که این تفاوت‌ها جنبهٔ تصادفی دارند و برای تشریح آن باید از مدل خطای مرکب (اجزای واریانس[1]) استفاده کرد. در این خصوص از آزمون هاسمن استفاده کنیم.[2]

آمارهٔ این آزمون که برای تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود که دارای توزیعی کای ـ دو با درجهٔ آزادی برابر تعداد متغیرهای مستقل (k) است.

$$m = (\mathbf{b}_s - \hat{\beta}_s)' (\mathbf{M}_1 - \mathbf{M}_0)^{-1} (\mathbf{b}_s - \hat{\beta}_s)$$

به گونه‌ای که $\mathbf{M}_1 = (\sigma^2 e\ [\mathbf{X}'_s (I_N \otimes \mathbf{D}_T)\ \mathbf{X}_s]^{-1}$ ماتریس واریانس ـ کوواریانس برآوردهای شیب در روش حداقل مربعات تعمیم یافته (یعنی $\hat{\beta}_s$ است؛ در واقع M_0 همان ماتریس $(X' \Phi^{-1} X)^{-1}$ است که سطر و ستون اول آن حذف شده است.

فرضیه صفر بودن آزمون هاسمن برابری برآورد کننده‌های هر دو روش حداقل مربعات تعمیم یافته و متغیر مجازی است، یعنی داریم:

$$H_0 : \hat{\beta}_s = \mathbf{b}_s$$
$$H_1 : \hat{\beta}_s \neq \mathbf{b}_s$$

آمارهٔ آزمون هاسمن با درجهٔ آزادی برابر ۲ (دو متغیر مستقل قیمت و درآمد) برابر ۱۰/۰۴۴ به‌دست آمد که در مقایسه با مقدار جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد ($\chi^2_{۰/۰۵\,,\,۲}$ = ۵/۹۹) فرضیه صفر رد می‌شود. پس برابری برآوردهای این روش رد شده و توصیه می‌شود که از روش خطای مرکب برای دریافت تفاوت در واحدهای مقطعی استفاده شود.

1.variance components

2. Jerry A. Hausman,"Specification Test in Econometrics", *Econometrica*, vol. 46(1978), pp. 1251-1272.

قبل از ارائه نتایج مربوط به مدل اجزای خطا، باید به این سؤال پاسخ دهیم که در مدل مورد بررسی آیا شیب‌ها برای واحدهای مقطعی مختلف، متفاوت است یا خیر؟ برای این منظور ابتدا آزمون فرضیه خود را در خصوص متفاوت بودن تمام ضرایب برای واحدهای مقطعی به‌صورت زیر مطرح می‌کنیم:

$$H_0 :\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = ... = \beta_{110} \\ \beta k_1 = \beta k_2 = ... = \beta k_{10} \end{cases}$$

$$H_1 :\begin{cases} \beta_{11} \neq \beta_1 \neq ... \neq \beta_{110} \\ \beta K_1 \neq \beta K_2 \neq ... \neq \beta K_{10} \end{cases}$$

مقدار آمارهٔ F محاسبه شده برابر ۲/۰۳ = (۱۰۰و۲۷)F است که در سطح اعتماد ۹۵ درصد فرضیه صفر رد می‌شود و تفاوت در تمام ضرایب را می‌پذیریم.

اکنون سؤال این است که آیا این تفاوت در ضرایب برای واحدهای مقطعی فقط به تفاوت در شیب‌ها محدود می‌شود یا تفاوت فقط در عرض از مبدأ یا هر دو را در بر می‌گیرد؟ برای این منظور ابتدا عرض از مبدأ را برای تمام واحدهای مقطعی یکسان در نظر می‌گیریم و آزمون F را در خصوص تفاوت در شیب‌ها انجام می‌دهیم. فرضیهٔ صفر بودن به‌صورت زیر است:

با توجه به این‌که $\beta_{11} = \beta_{22} = ... = \beta_{110}$ آن‌گاه: $H_0 = \beta k_1 = \beta k_2 = ... = \beta k_{10}$

$H_1 = \beta k_1 \neq \beta k_2 \neq ... \neq \beta k_{10}$

مقدار آمارهٔ محاسبه شده برابر ۱/۵۵ = (۱۸،۱۰۰)F است که فرضیهٔ صفر را نمی‌توان رد کرد. یعنی نمی‌توان پذیرفت که برای واحدهای مختلف مقطعی ضرایب متغیرهای مستقل متفاوت است. لذا پیش فرض اولیهٔ ما در خصوص این‌که تنها عرض از مبدأ برای واحدهای مختلف مقطعی متفاوت است صحیح بوده و به‌عنوان یک فرضیه به اثبات رسیده است. در بحث گذشته، در آزمون هاسمن نشان داده شد که تفاوت در عرض از مبدأ مقاطع مختلف به‌صورت تصادفی عمل می‌کند، لذا مدل مناسب برای برآورد ضرایب مدل تأثیرات متغیر دارد نتایج حاصل از برازش این مدل در جدول ۳

نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج حاصل از برازش مدل خطای مرکب (اجزای واریانس) در حالت تصادفی بودن عرض از مبدأها

ضریب تفکیک	واریانس جزء تصادفی	واریانس خطای جزء خالص	$\bar{R}^2$	R^2	عرض از مبدأ	لگاریتم درآمد $Ln\ I_{it}$	لگاریتم قیمت $Ln\ p_{it}$	
OLS,GLS	$var(\mu_i)$	$var(e_i)$						
۰/۳۸۳	۰/۰۰۹۴۶	۰/۰۷۶۳	۰/۷۷۲۳	۰/۷۹۱۸	۴/۴۹۹	۰/۷۳۸۸	-۱/۰۵۷۴۷	ضریب
					(۱۰/۸۷۴۲)	(۲۲/۰۲۳۳)	(-۱۲/۰۹)	آماره t

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تفاوت فاحشی میان برآورد ضرایب به‌دست آمده از روش مدل متغیّر مجازی (جدول ۲) و مدل خطای مرکب (جدول ۳) وجود دارد. ضریب قیمت در روش متغیر مجازی بسیار بزرگ‌تر از همین ضریب در روش خطای مرکب است و کشش قیمتی بالاتری را برای نان شهری ارائه می‌کند که جای تردید دارد.

قبول این مطلب که بپذیریم نان برای خانوارهای شهری ایران یک کالای باکشش است (کشش آن در روش متغیر مجازی برابر ۲/۰۶ - به‌دست آمده است) جای تردید دارد. از این رو اتکا به روش متغیر مجازی، مبنی بر ثابت‌بودن تفاوت‌های موجود در بین واحدهای مقطعی، مشکل است. در حالی که نتایج حاصل از روش مدل خطای مرکب کشش قیمتی واحدی را برای نان شهری ارائه می‌کند که به یافته‌های تجربی قبلی نزدیک‌تراست. جدول ۴ نتایج حاصل از برازش تابع تقاضای نان شهری از سه روش مقیّد، نامقیّد(متغیر مجازی) و خطای مرکب را ارائه می‌کند.

جدول ۴: مقایسهٔ برآورد ضرایب حاصل از برازش تابع تقاضا در سه روش مختلف مدل‌های ادغام شده

عرض از مبدأ	لگاریتم درآمد	لگاریتم قیمت	روش‌ها / ضرایب
۴/۳۵۳ (۴/۰۹)	۰/۷۳۸۸ (۲۰/۹۴۷)	-۱/۰۲۷ (-۱۴/۰۲)	روش مقیّد(OLS)
-	۰/۶۸۷۸ (۱۸/۳۵۶)	۲/۰۶۲ (-۶/۲۴)	روش نامقیّد (LSDV)
۴/۴۹۹ (۱۰/۸۴۷)	۰/۷۳۸۸ (۲۲/۰۲)	-۱/۰۵۷ (-۱۲/۰۹)	روش خطای مرکب(V.C.)

نتیجه‌گیری

در این مقاله تابع تقاضای نان برای خانوارهای شهری ایران با استفاده از داده‌های ادغام شده، برآورد شده است. وجه تمایز مطالعهٔ حاضر با مطالعات قبلی، استفاده از روش‌های ادغام شده است. از آن جا که این روش نسبت به سایر روش‌های برآورد جدیدتر به حساب می‌آید، لذا در این مقاله سعی شده است، ضمن معرفی اجمالی این روش، آن را در قالب برآورد تابع تقاضای نان به‌کار گیریم.

نتیجه به‌دست آمده از این مطالعه، اگر چه از نظر کشش درآمدی با مطالعات قبلی هماهنگی دارد ولی در خصوص کشش قیمتی، شاهد کمیت بزرگتری نسبت به مطالعات قبلی هستیم. این امر را شاید بتوان ناشی از دو عامل روش برآورد و نوع آمارهای مورد استفاده دانست. نتایج حاصل از این مطالعه از تمامی اطلاعات (دهک‌های هزینه‌ای و سال‌های مورد مطالعه) استفاده می‌کند. در حالی که در مطالعات قبلی کشش قیمتی را اغلب پس از تصحیح مدل اولیه از طریق حذف اثر تغییر درآمد برآورد و محاسبه کرده‌اند. برآورد کشش درآمدی براساس اطلاعات یك سال خاص و تعمیم آن برای سال‌های مورد مطالعه (اگر چه آزمون تغییر ساختاری چاو در مورد آن صورت گرفته باشد) احتمالاً موجب تغییر در برآوردهای کشش قیمتی می‌شود.

نکته‌ای که باید در این‌جا به آن توجه شود، آن است که بر اساس نتایج به‌دست آمده، اعمال سیاست‌گذاری یا هر گونه استنباط مفهومی منجر به اعمال یك سیاست خاص، باید با ملاحظه صورت پذیرد. پژوهش حاضر یك مطالعه تك کالایی است و در برگیرندهٔ تأثیرات متقابل کالاها با یکدیگر نیست. برای اعمال یك سیاست اقتصادی (مثلاً تغییر در یارانه) لازم است که مطالعه‌ای سیستمی صورت پذیرد. همچنین، پیشنهاد می‌شود که در مطالعات بعدی، ابتدا نمونه‌های استخراج شده از جامعهٔ آماری طبقه‌بندی شود و پس از آن برای هر یك از طبقات متمایز، مدل (تك معادله‌ای یا سیستمی) برازش شود.

مآخذ

الف) فارسی

بانك مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش‌های مربوط به شاخص قیمت کالا و خدمات شهری، ۱۳۷۵-۱۳۶۲.

خسروی نژاد، علی‌اکبر، «تخمین تقاضا و مصرف گندم»، مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی، اسفند ۱۳۷۶.

مرکز آمار ایران، آمار بودجه خانوار، سال‌های ۱۳۶۲ تا ۱۳۷۵.

مرکز آمار ایران، آمار بودجه خانوار، داده‌های موجود در فایل کامپیوتری در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۶۱.

دینی ترکمانی، علی، «اثر حذف سوبسید نان بر میزان فقر مطلق»، اطلاعات سیاسی و اقتصادی، شماره ۹۰-۸۹، ۱۳۷۳.

هاشمی، ابوالقاسم، بهجت، ملک‌زاده، ملیحه، لاریمی، «برآورد و پیش‌بینی تقاضای گندم» وزارت کشاورزی، مرکز تحقیقات روستایی و اقتصاد کشاورزی، ۱۳۶۶.

ب) انگلیسی

Baltagi, Badi H.,"Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley and Sons, 1995.

Boloor Forosh, Mohsen,"Demand Estimation of Meat in Iran" Ph.D Dissertation, Iowa State University, 1977.

Bhujangu, Rao,"Price Behaviour of Food Granis Commercial Crops: An Emperical Analysis", *The Indian Journal of Economics,* vol.42, No.1.

Deaton, A.S. "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom 1900-1970", *Econometrics*, vol.42, No.2, (1974).

Hausman, Jerry A., "Specification Test in Econometrics", *Econometrica* , Vol. 46 (1978), pp.1251-1272

Hsiao,C.,*The Analysis of panel Data*, Cambridge University Press, 1986.

Judge, G., W.Griffiths, R.Hill, H.Lutkepohl, and T.Lee., *Introduction to Theory and Practice of Econometrics*, 2nd edition, New york: John Wiley and Sons, Inc. 1985.

Intriligator, M.D., R.C., Boodkin, and C. Hsiao, *Econometric Models Techniques and Application*,second edition, North Holland publishing, 1996.

Kementa, J., *Element of Econometrics*, New york: Mc-Millan Publishing, 1986.

Maddala,G.S., *Econometrics*, McGraw Hill, 1977.

"Time Series Processor", Version 4.2, Refrence Manual October 1991.

"Time Series Processor", Version 4.2, User's Manual October 1991.