

## تخمین تابع مخارج دارویی خانوار در ایران: یک مطالعه سری زمانی

محسن بیاتی<sup>۱</sup>، بهمن احدی نژاد<sup>۲\*</sup>، فاطمه ریاضی<sup>۳</sup>، نسرين ابوالحسن بیگی گله زن<sup>۴</sup>

۱. مرکز تحقیقات مدیریت سلامت و منابع انسانی، دانشکده مدیریت و اطلاع رسانی پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی شیراز، شیراز، ایران
۲. دانشگاه علوم پزشکی قزوین، قزوین، ایران
۳. مرکز تحقیقات سنجش سلامت، پژوهشکده علوم بهداشتی جهاد دانشگاهی، تهران، ایران
۴. دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران

نشریه پایش

سال هفدهم، شماره دوم، فروردین - اردیبهشت ۱۳۹۶ صص ۱۲۸-۱۲۱

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۱۱/۲۸

انشر الکترونیک پیش از انتشار - ۱۵ اسفند ۹۶]

### چکیده

**مقدمه:** بخش دارو یکی از مهم ترین و به لحاظ جریان مالی یکی از بزرگ ترین زیربخش های نظام سلامت در هر کشوری است؛ بنابراین لزوم سیاستگذاری مبتنی بر شواهد علمی در این بخش، بسیار مورد توجه است. مطالعه حاضر در راستای تحلیل سری زمانی عوامل موثر بر مخارج دارویی خانوار طی سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ طراحی شد.

**مواد و روش کار:** در مطالعه مقطعی حاضر، جامعه پژوهش کل خانوارهای شهری کشور بودند. نمونه پژوهش منطبق بر جامعه بوده و داده های مورد نیاز از گزارش تفصیلی آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری و وب سایت مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. جهت تحلیل سری زمانی داده ها از رویکرد تجمعی و الگو خود توضیح با وقفه های توزیعی (Auto Regressive Distributed Lag) استفاده شد. با توجه به داده های سری زمانی در مطالعه حاضر، حجم نمونه مربوط به ۲۰ (سال) است. جهت کشف و جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، آزمون های ایستایی و هم انباشتگی باند قبل از برآورد الگو انجام شد. برای انجام تخمین ها و آزمون های مورد نیاز از نرم افزارهای Eviews7 و Microfit5 استفاده شده است.

**یافته ها:** براساس نتایج الگو بلند مدت، تنها درآمد خانوار با مخارج دارو رابطه معنادار و مستقیم داشت ( $P < 0.05$ ،  $B = 0.41$ ). متغیرهای قیمت دارو و مخارج ویزیت پزشکی تاثیر معنادار بر مخارج دارویی خانوار نداشتند. در الگو کوتاه مدت درآمد خانوار و مخارج ویزیت پزشک به ترتیب ضرایب ۰/۲۷ و ۱/۰۵ داشتند ( $P < 0.05$ )، در حالی که شاخص قیمت دارو تاثیر معنادار بر مخارج دارو نداشته است. بنابراین مخارج دارو در ایران هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت دارای کشش درآمادی پایین، و بی کشش نسبت به قیمت بود. ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۶۶- بود. یعنی تقریباً ۶۶ درصد از بی تعادلی در سال اول از بین می رود ( $P < 0.05$ ).

**بحث و نتیجه گیری:** با توجه به اینکه مخارج دارو نسبت به قیمت بی کشش و نسبت به درآمد کم کشش بود، سیاستگذاران سلامت باید در اتخاذ سیاست های موثر بر قیمت دارو از جمله تعرفه گذاری و یارانه دهی ملاحظات دقیقی را در نظر گرفته و درآمد خانوار را نیز به عنوان عاملی موثر در سیاست های دارویی در نظر بگیرند.

**کلیدواژه:** مخارج دارو، تقاضای دارو، کشش قیمتی، کشش درآمادی، الگوی خودتوضیح با وقفه های توزیعی

کد اخلاق: IR.ACECR.IBCRC.REC.1395.6

\* نویسنده پاسخگو: قزوین، دانشگاه علوم پزشکی قزوین  
E-mail: Bahmanahadi2009@gmail.com

## مقدمه

دارو نقش حیاتی در عملکرد مناسب خدمات سلامت ایفا می کند. بسیاری از خدمات درمانی و پیشگیری وابسته به دارو بوده و بیماران در دسترس بودن آن را نشانگر کیفیت مناسب خدمات سلامت می پندارند [۱]. از طرفی دیگر تضمین دسترسی آسان، و استفاده درست از داروهای قابل خرید، اثر بخش و سالم؛ یکی از کارکردهای مهم یک سیستم سلامت اثر بخش به حساب می آید [۲]. همچنین، تردیدی وجود ندارد که دسترسی آسان به داروهای ضروری بار بیماری ها را کاهش داده و امید به زندگی تعدیل شده براساس ناتوانی را افزایش می دهد. لذا، ایجاد دسترسی به داروهای ضروری یک شاخص عملکردی برای نظامهای مراقبت های سلامت نیز محسوب می شود [۳]. در سالهای اخیر هزینه های دارویی هم از نظر مقدار مطلق و هم از نظر سهم آن در کل مخارج سلامت تبدیل به یک نگرانی عمده برای سیاستگذاران سلامت در دنیا شده است؛ بطوری که تمایل زیادی برای طراحی برنامه ها و سیاست های کارآمد برای کنترل مصرف دارو از جمله افزایش قیمت ها، بازنگری در برنامه های باز پرداخت هزینه های دارویی و نیز افزایش سهم پرداخت مصرف کننده ایجاد کرده است. همچنین مخارج داروهای تجویزی بخش عمده ای از کل مخارج مراقبت های سلامت را در اغلب کشورها به خود اختصاص می دهند. به طور کلی، هزینه های دارویی پس از مخارج بستریهای بیمارستانی و ویزیت پزشکان، دومین و یا سومین بخش هزینه های نظام های سلامت در تمامی کشور است [۳]. در کشور ایران دارو به عنوان یک کالای راهبردی و مشمول یارانه و نیازی اساسی، همواره از اهمیت خاصی برخوردار بوده است [۴]. در کنار این حقیقت، از نظر اقتصادی و به خصوص علم اقتصاد سلامت مصرف بی مورد داروها در ایران موجب افزایش هزینه دارو در بودجه خانوار می شود و از طرف دیگر ارزش بسیار زیاد و بیشتر از آن چه که واقعاً لازم است به واردات دارو اختصاص می یابد [۵]. براساس گزارش ۲۰۰۲ سازمان سلامت جهان، در ایران بطور متوسط ۳۰ درصد از منابع سازمان های بیمه گر صرف پرداخت هزینه های دارویی می شود. در بسیاری از کشورها، همچنین کشور ما منابع خرید کافی دارو برای پاسخگویی تقاضای فقرا اندک است. علاوه بر این موانع دسترسی مانند قیمت دارو، درآمد خانوارها و ... مزید بر علت می شود [۱]. برای بررسی عوامل موثر بر مخارج و تقاضای دارو، نظریه های اقتصادی، تخمین تابع مخارج را پیشنهاد می کنند. بر این اساس می توان کشش های قیمتی، درآمدی و کشش

جانمایی را محاسبه کرد [۶]. سیاستگذاران سلامت می توانند از کشش های استخراج شده برای برنامه ریزی مناسب در بخش سلامت استفاده نمایند [۷]. از این رو مطالعات مربوط به تابع مخارج و یا تقاضای دارو می تواند شواهد مفید و اثربخشی برای سیاستگذاران بخش سلامت داشته باشد. بنابراین مطالعه حاضر با هدف تخمین تابع مخارج دارو و کشش های قیمتی، درآمدی و متقاطع انجام شده است.

## مواد و روش کار

در مطالعه حاضر برای انجام تحلیل از داده های سالانه مربوط به مخارج دارویی خانوار، مخارج خانوار برای ویزیت پزشک، شاخص قیمت مصرف کننده برای دارو، و درآمد خانوار استفاده گردید. این داده ها بصورت سری زمانی سالیانه از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ جهت برآورد الگو مورد استفاده قرار گرفت. داده های مورد نیاز از گزارشات و مطالعات پیمایشی هزینه و درآمد خانوارهای ایرانی و سالنامه آماری مرکز آمار ایران بین سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ استخراج گردید.

الگو زیر جهت برآورد تابع مخارج دارو در ایران مورد استفاده قرار گرفت.

$$LME_t = f(LMP_t, LI_t, LVE_t)$$

در مطالعه حاضر برای نشان دادن مخارج دارو، از متوسط مخارج دارویی هر خانوار (ME)؛ برای نشان دادن قیمت دارو، از شاخص قیمت مصرف کننده دارو (MP)؛ برای نشان دادن درآمد از متوسط درآمد هر خانوار (I)؛ و برای نشان دادن مخارج ویزیت پزشک، از متوسط مخارج خانوار برای ویزیت پزشک (VE) استفاده شد. جهت برآورد کشش های قیمتی، درآمدی و متقاطع از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده گردید. برای برآورد الگو و انجام آزمون های مورد نظر از نرم افزار Eviews 7 و Microfit5 استفاده گردید.

در الگوهای سری زمانی جهت پیش بینی صحیح متغیر وابسته فرض بر این است که ساختار داده ها طی زمان تغییر نمی یابد. به عبارت دیگر سری زمانی متغیرهای مورد استفاده در مدل باید ایستا باشند. یک سری زمانی وقتی ایستا است که میانگین، واریانس و کوواریانس بین دو دوره آن ثابت باشد. اگر از متغیرهای غیرایستا در الگو استفاده گردد، ضرایب رگرسیون قابل اعتماد نخواهد بود و مسئله رگرسیون کاذب اتفاق می افتد. بنابراین ابتدا وضعیت ایستایی (Stationary) و درجه انباشتگی سریهای زمانی موجود در مدل بررسی شد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر

$$H_1: \pi_{yy} \neq \pi_{xy} \neq 0$$

آماره F محاسبه شده با مقادیر بحرانی کرانه‌ای F که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده‌اند مقایسه می‌گردد. اگر مقدار محاسبه شده F از مقدار کرانه بالایی، بالاتر باشد فرضیه صفر را می‌توان رد کرد. اگر مقدار محاسبه شده F از مقدار کرانه پایینی، پایین‌تر باشد فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. اما اگر مقدار آماره بین دو کرانه قرار گیرد نمی‌توان در مورد هم‌تجمعی متغیرها نتیجه‌گیری کرد [۸].

پس از کسب اطمینان از هم‌انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه، مرحله بعدی استخراج الگو تصحیح خطا است. در این پژوهش مدل تصحیح خطای تابع مخارج دارو بصورت زیر است:

$$\Delta \text{LogME}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \text{LogMP}_t + \beta_2 \Delta \text{LogI}_t + \beta_3 \Delta \text{LogVE}_t + \beta_4 (\text{LogME}_{t-1} - \beta_5 \text{LogMP}_{t-1} - \beta_6 \text{LogI}_{t-1} - \beta_7 \text{LogVE}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

#### یافته‌ها

قبل از برآورد هرگونه الگوی باید از ایستایی متغیرهای مورد مطالعه اطمینان حاصل شود. به این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای تعیین سطح ایستایی متغیرها در دو حالت: وجود عرض از مبدا؛ وجود عرض از مبدا همراه روند، استفاده شده است. براساس نتایج به دست آمده در جداول ۱ و ۲، در الگوی که فقط عرض از مبدا دارد، بجز لگاریتم مخارج ویزیت پزشک (LVE) که ایستا از مرتبه اول بود، همه متغیرها در سطح خطای ۱۰٪ ایستا از مرتبه صفر بودند. در الگوی دارای عرض از مبدا همراه روند، بجز لگاریتم شاخص قیمت دارو (LMP) که ایستا از مرتبه صفر بود، همه متغیرها در سطح خطای ۱۰٪ ایستا از مرتبه اول بودند.

در ادامه پس از اینکه از سطح ایستایی متغیرها اطمینان حاصل شد. از آنجایی که متغیرها ایستا از مرتبه صفر و یک هستند بر اساس مطالعه پسران و همکاران می‌توان هم‌انباشتگی متغیرها را با استفاده از آزمون باند بررسی کرد [۸]. نتایج این آزمون در جدول ۳ ارائه شده است. در این جدول، آماره محاسبه شده با حدود آزمون باند در سطح اطمینان ۹۰ درصد و ۹۵ درصد، (مقادیر بحرانی برای کران بالا و پائین) مقایسه شده است. در مطالعه حاضر مقدار آماره F (۴,۹۵۷۳) هم در سطح اطمینان ۹۰ درصد و هم ۹۵ درصد از مقدار کران بالا (۳,۷۱۹۶ و ۴,۶۸۱۹) بیشتر است یعنی فرض صفر عدم هم‌انباشتگی متغیرها رد می‌شود. بنابراین بین متغیرهای مطالعه رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد. در مرحله بعد الگو بلند مدت تابع مخارج دارو تخمین زده شد. نتایج این الگو در جدول ۴ نشان داده شده است. براساس این جدول تنها لگاریتم درآمد خانوار

تعمیم یافته (ADF) استفاده گردید. در این آزمون فرض صفر، به وجود ریشه واحد در سری زمانی و لذا عدم ایستایی متغیر دلالت دارد. اگر سری‌های زمانی در طول زمان نایستا باشند، اما متغیرها رابطه بلند مدتی با یکدیگر داشته باشند یا به اصطلاح هم‌انباشته باشند می‌توان از پدیده رگرسیون کاذب جلوگیری کرد. رویکرد الگو خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی (ARDL) که توسط پسران و همکاران معرفی شده است دارای مزایای قابل توجهی است که با توجه به حجم نمونه و نوع متغیرهای مطالعه حاضر بهترین الگو برای برآورد تابع مخارج دارو در ایران است. در الگو ARDL، هیچ پیش فرضی در مورد درجه تجمعی متغیرها وجود ندارد؛ یعنی اگر درجه ایستایی متغیرها یکی نباشد نیز قابل کاربرد است. علاوه بر این برای مواردی که حجم نمونه کم باشد برآوردهای خوبی ارائه می‌دهد [۸، ۹].

شکل تعمیم یافته الگو ARDL(p,q) بصورت زیر است:

$$\alpha(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L,q_i)X_{it} + u_t \quad i = 1, 2, 3, \dots, k$$

در الگو فوق، L عملگر وقفه، p تعداد وقفه بهینه برای متغیر وابسته، q تعداد وقفه بهینه برای متغیر توضیحی، k تعداد متغیرهای توضیحی، است. به بیان ساده در این الگو، متغیر وابسته تابعی از متغیر مستقل و گذشته‌های آن، است [۹]. در نهایت الگوی طراحی شده برای تابع مخارج دارو به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{LogME}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \text{LogME}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \text{LogMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i \text{LogI}_{t-i} + \varphi_1 \text{LogMP}_t + \theta_1 \text{LogI}_t + \gamma_1 \text{LogVE}_t + u_t$$

با استفاده از معیار شوارتز-بیزین (Schwarz Bayesian Criterion (SBC)) وقفه‌های بهینه الگو تعیین شد. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و آزمون باند مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر برآورد می‌گردد:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{xy} X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta X_{t-i} + \theta W_t + u_t$$

فرآیند آزمون باند برای عدم وجود رابطه سطحی بین Y و X از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_0: \pi_{yy} = \pi_{xy} = 0$$

از بین می‌رود ( $P < 0/05$ ). در نهایت برای الگو برآورد شده آزمون‌های تشخیصی فروض کلاسیک انجام و نتایج آن در جدول ۶ نشان داده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که هم بر اساس آزمون  $F$  و هم آزمون ضریب لاگرانژ، الگوی برآورد شده دچار خود همبستگی سریالی نیست. ( $P > 0/05$ ) همچنین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس قابل رد شدن نیست. ( $P > 0/05$ ) پسماندهای الگو نیز دارای توزیع نرمال هستند و فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا رد نمی‌شود. ( $P > 0/05$ ) در ادامه بر اساس نتایج آزمون‌های  $LM$  و  $F$  فرض صفر مبنی بر درست بودن فرم الگوی تخمین زده شده را نمی‌توان رد نمود. ( $P > 0/05$ ). یعنی الگوی برآورد شده از نظر شکل تبعی درست است.

با مخارج دارو رابطه معنادار و مستقیم دارد؛ به نحوی که کشش درآمدی دارو برای خانوارهای ایرانی در بلند مدت کمتر از یک برآورد شد ( $B = 0/41671, P < 0/05$ ). متغیرهای دیگر یعنی لگاریتم قیمت دارو و مخارج ویزیت پزشکی تاثیر معنادار بر مخارج دارو ندارند. پس از برآورد رابطه بلند مدت، الگوی  $ECM$  تابع مخارج دارو برای خانوار استخراج شد. نتایج این الگو در جدول ۵ گزارش شده است. بر اساس این نتایج، کشش مخارج برای دارو در کوتاه مدت نسبت به درآمد خانوار و مخارج ویزیت پزشک به ترتیب  $0/27$  و  $1/05$  برآورد شد ( $P < 0/05$ ). در حالی که شاخص قیمت دارو تاثیر معنادار بر تغییرات مخارج دارو در کوتاه مدت نداشته است. ضریب جمله تصحیح خطا ( $ecm(-1)$ ) نیز برابر با  $0/66392-$  بود. یعنی تقریباً ۶۶ درصد از خطای تعادل در سال اول

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته در مدل با عرض از مبدا

درجه ایستایی	تفاضل مرتبه اول		سطح		
	P value	t-Statistic	P value	t-Statistic	
I(0)	-	-	0/0509	-3/031287	LME
I(0)	-	-	0/0680	-2/875249	LMP
I(0)	-	-	0/0006	-5/423949	LI
I(1)	0/0401	-3/169851	0/5025	-1/514736	LVE

جدول ۲: نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته در مدل با عرض از مبدا و روند

درجه ایستایی	تفاضل مرتبه اول		سطح		
	P value	t-Statistic	P value	t-Statistic	
I(1)	0/0056	-5/086886	0/2088	-2/818980	LME
I(0)	-	-	0/0002	-6/633051	LMP
I(1)	0/0003	-6/745726	0/3048	-2/546561	LI
I(1)	0/0401	-3/169851	0/9819	-0/336114	LVE

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتنی باند

آماره F	کرانه پائین در سطح ۹۵٪	کرانه بالا در سطح ۹۵٪	کرانه پائین در سطح ۹۰٪	کرانه پائین در سطح ۹۰٪	کرانه بالا در سطح ۹۰٪
۴/۹۵۷	۳/۱۸۵	۴/۶۸۱۹	۲/۴۶۷	۳/۷۱۹	۳/۷۱۹
۱۹/۸۲۹	۱۲/۷۴۰	۱۸/۷۲۷	۹/۸۶۹	۱۴/۸۷۸	۱۴/۸۷۸

جدول ۴: ضرایب مربوط به مدل بلند مدت تابع مخارج دارو

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t	P value
LMP	0/194	-0/8149	0/431
LI	0/416	3/111	0/009
LVE	0/327	1/100	0/293

جدول ۵: ضرایب مربوط به مدل تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t	P value
DLMP	0/129	-0/841	0/415
DLI	0/276	3/160	0/008
DLVE	1/050	3/230	1/007
Ecm(-1)	-0/663	-4/230	0/001

جدول ۶: نتایج آزمون های تشخیصی مدل ARDL

آزمون های آماری	آزمون LM	آزمون F
خود همبستگی سریالی	$X^2(1) = 0.025 (0.873)$	$F(1/11) = 0.016 (0.900)$
تصریح مدل	$X^2(1) = 2.412 (0.120)$	$F(1/11) = 1.819 (0.204)$
نرمال بودن	$X^2(2) = 0.459 (0.795)$	-
ناهمسانی واریانس	$X^2(1) = 0.146 (0.702)$	$F(1/15) = 0.130 (0.723)$

## بحث و نتیجه گیری

در پژوهش حاضر تابع مخارج دارو در ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ بر اساس الگوی خود توضیح با وقفه های توزیعی و با رویکرد هم انباشتگی باند برآورد گردید. در واقع اثرات کوتاه مدت و بلندمدت قیمت دارو، درآمد و مخارج برای ویزیت پزشک بر مخارج دارو مورد تحلیل قرار گرفت. کشش قیمتی مخارج دارو هم در بلندمدت و هم در کوتاه مدت کمتر از یک اما غیر معنادار بود. با توجه به اینکه کشش قیمتی تقاضا  $(1-a)$  نیز کمتر از یک خواهد شد، بنابراین تقاضای دارو در ایران کم کشش است و این نشان دهنده این است که بیماران نسبت به تغییر قیمت داروها حساسیت چندانی ندارد. البته با توجه به غیر معنادار بودن ضریب قیمت، تفسیر یاد شده قابل تاکید نیست. در این باره راهبر و همکاران در مطالعه خود بیان می کنند که تقاضای دارو نسبت به قیمت حساسیت چندانی ندارد. لذا سیاست های کنترل مصرف دارو در کشور باید بر اقدامات غیر قیمتی نظیر افزایش آگاهی عمومی در مصرف دارو و اصلاح رفتار تجویزی دارو، متمرکز شوند [۳]. عبادی آذر و همکاران نیز تقاضای دارو برای خانوارهای ایرانی نسبت به قیمت بی کشش گزارش کرده و بیان می کنند که سیاست گذاران سلامت باید در اتخاذ سیاست های افزایش تعرفه خدمات دارویی، بررسی همه جانبه انجام دهند [۵]. در تائید نتایج مطالعه نگارنده، روزنتال و همکاران نشان دادند، تقاضای دارو نسبت به قیمت، بی کشش است [۱۰]. یافته های مطالعه سیمینیسکی نیز بی کشش بودن دارو نسبت به قیمت را تائید می کند [۱۱].

کشش درآمدی مخارج دارو هم در بلندمدت و هم در کوتاه مدت کمتر از یک و معنادار بود. به همین دلیل کشش درآمدی تقاضا برای دارو نیز کمتر از یک است، و بنابراین دارو در ایران کالایی ضروری است به طوری که با یک درصد افزایش درآمد خانوار، تقاضا برای دارو کمتر از یک درصد افزایش می یابد. به بیانی دیگر به طور نسبی افراد کم درآمد، هزینه های دارویی بیشتری دارند. با توجه به

افزایش قابل توجه قیمت های دارو در ایران و اینکه تقاضای دارو کم کشش است، بیماران نمی توانند مصرف خویش را کاهش دهند و همچنین با توجه به ضروری بودن این کالا بار اصلی هزینه به دوش بیماران کم درآمد خواهد بود. لذا سیاست های دارویی که در پی افزایش قیمت دارو و یا حذف یارانه دارویی هستند، می توانند زیان رفاهی قابل توجهی را بر خانوارهای کم درآمد تحمیل کنند و باعث شوند که آن ها در اثر هزینه های دارویی کمرشکن به ورطه فقر بیفتند. در تصدیق این مطلب عامری و همکاران یکی از تعیین کننده های مواجهه خانوار با هزینه های کمرشکن سلامت را هزینه های دارویی عنوان می کنند [۱۲]. در راستای یافته های مطالعه حاضر، عبادی آذر و همکاران نیز کشش درآمدی تقاضای دارو را کمتر از یک برآورد کرده و دارو را به عنوان کالای ضروری در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی مطرح می کنند [۵]. راهبر و همکاران نیز در مطالعه خود تقاضای دارو نسبت به درآمد خانوار را کم کشش بیان می کنند [۱۲]. بر خلاف نتیجه پژوهش حاضر، موران و همکاران در مطالعه خود، کشش درآمدی تابع تقاضای دارو برای بزرگسالان را بیشتر از یک گزارش می دهد [۱۳]. لیو چولت نیز در مرور نظام مندی که بر کشش پذیری درآمدی تولیدات و خدمات سلامت انجام دادند، در نتیجه گیری خود بیان کردند که با افزایش درآمد تقاضا برای خدمات سلامت نیز افزایش می یابد. کشش درآمدی تقاضا برای تولیدات سلامت ۰/۲ تا ۱/۵ است [۱۴]. مطالعه اوکاناد و سوراچا نیز دارو را کالایی بی کشش می داند [۱۵].

کشش مخارج دارو نسبت به مخارج برای ویزیت پزشک در کوتاه مدت مثبت و غیر معنادار اما در بلندمدت نزدیک به یک و معنادار برآورد شد. به عبارت دیگر در کوتاه مدت مصرف ویزیت پزشک تاثیری بر مخارج برای دارو ندارد و تاثیر مخارج ویزیت پزشک بر مخارج دارو با وقفه و در بلند مدت اتفاق می افتد. در بلندمدت با افزایش یک درصدی در مخارج ویزیت پزشک، مخارج دارو تقریباً یک درصد افزایش داشته است. یافته ذکر شده با توجه به رابطه

کندی صورت می‌گیرد. لذا سیاستگذاران بخش سلامت نباید انتظار داشته باشند که تاثیر عوامل موثر بر میزان تقاضای دارو خانوار به سرعت در جامعه دیده شود. بنابراین تاثیر سیاست‌های ناظر بر مخارج و تقاضای داروی خانوار با وقفه خواهد بود. محدودیت اصلی این پژوهش کم بودن حجم نمونه (سال‌های مورد مطالعه) می‌باشد. البته سعی گردید با انتخاب مدل مناسب (ARDL) کم‌توروش‌ترین برآوردها انجام گردد. در عین حال ممکن است علت معنادار نبودن برخی از متغیرها محدودیت ذکر شده باشد.

### سهم نویسندگان

محسن بیاتی: طراحی مطالعه، آنالیز داده‌ها، تهیه پیش‌نویس مقاله، تایید نسخه نهایی مقاله  
بهمن احدی نژاد: طراحی مطالعه، جمع‌آوری داده‌ها، تهیه پیش‌نویس مقاله، تایید نسخه نهایی مقاله  
فاطمه ریاضی: مرور مطالعات، جمع‌آوری داده‌ها، تایید نسخه نهایی مقاله  
نسرین ابوالحسن بیگی: جمع‌آوری داده‌ها، تهیه پیش‌نویس مقاله، تایید نسخه نهایی مقاله

### منابع

1. Tariqatmonfarad M, Akhavanbehbahani A, Hasanzadeh A. Introduction to Principle of National Health Policy. 1<sup>th</sup> Edition, Center of council Researches: Tehran, 2009
2. Roberts MJ. Pharmaceutical reform: a guide to improving performance and equity. 1<sup>st</sup> Edition, World Bank Publications: Washington, DC, 2011
3. Rahbar A, Barouni M, Bahrami M, Sabermahani A. Estimation of drug Demand Function in Iranian Urban Population Household Budget: 1990-2011. Journal of Yazd Faculty of Health 2012;12:44-58
4. Amani F, Shaker A, Soltanmohammad M, Allafakbari N, Sarrafesmaeili S. Assessment The Pattern of drug Use among Urban Families in Ardebil. Payavard-e- salamat 2012;5:3-41
5. Ebadifardazar F, Rezapuor A, Rahbar A, Hoseinishokoh s, Baqeri s. Estimation of drug Demand Function in Islamic Republic of Iran. Tebb-e-Nezami 2012;15:163-8
6. Santerre R, Neun S. Health economics: Theories, insights, and industry studies. 6<sup>th</sup> Edition, Cengage Learning: South-Western, 2013

کارگزاری بین‌پزشک و بیمار قابل توضیح است. بر اساس این رابطه، با توجه عدم تقارن اطلاعات بین پزشک و بیمار؛ نظرات پزشک در تصمیم‌گیری‌های درمانی بیمار نقش اساسی را ایفا می‌کند. بنابراین تقاضا برای دارو که جزئی از تقاضا برای مراقبت سلامت را تشکیل می‌دهد متاثر از پزشکان به عنوان بخش عرضه بازار مراقبت سلامت هستند. راهبر و همکاران نیز کشش تقاضای دارو نسبت به مخارج ویزیت پزشک را مثبت برآورد کردند [۳]. همچنین نتیجه مطالعه عبادی آذر و همکاران با نتیجه پژوهش حاضر همسو است [۵]. در حالی که سیسیل و همکاران در مطالعه خود عنوان می‌کنند که با افزایش مشارکت در پرداخت هزینه ویزیت پزشک، با کاهش مخارج دارو همراه بود [۱۶]. لیو و گاپتا نیز در مطالعه خود نشان دادند که مخارج یک داروی خاص تاثیر مثبت و بلند مدت بر تعداد ویزیت پزشک دارد [۱۷]. یافته‌های مطالعه نشان داد که ضریب تصحیح خطا ۰/۶۶- بود. یعنی ۶۶ درصد انحراف از تعادل بلند مدت تابع مخارج دارو در سال اول از بین می‌رود. می‌توان گفت که تقریباً سرعت بازگشت به تعادل، متوسط است یعنی تغییرات مخارج دارو نسبت به تغییرات قیمت، درآمد و مخارج ویزیت پزشک، تا حدودی چسبندگی دارد. و فرآیند تصحیح خطا به

7. Wonderling D, Gruen R, Black N. Introduction to Health Economics. 1<sup>st</sup> Edition. London School of Hygiene & Tropical Medicine: London, 2007
8. Hashempesaran M, Shin Y, Smith RJ. Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships. Applied Econometrics 2001;16:27
9. Pesaran MH, Shin Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. Econometric Society Monographs 1998;31:371-413
10. Rosenthal MB, Berndt ER, Donohue JM, Epstein AM, Frank RG. Demand effects of recent changes in prescription drug promotion: Henry J. Forum For Health Economics & Policy 2003;6:1-26
11. Siminski PM. The Price Elasticity of Demand for Pharmaceuticals amongst High Income Older People in Australia: A Natural Experiment Applied Economics 2011;43:4835-46
12. Amery H, Jafari A, Panahi M. Determining the Rate of Catastrophic Health Expenditure and Its Influential Factor on Families in Yazd Province. Journal of Health Administration 2013;16:51-60
13. Moran JR, Simon KI. Income and the Use of Prescription Drugs by the Elderly Evidence from the

Notch Cohorts. *Journal of Human Resources*. 2006;41:411-32

14. Liu S, Chollet D. Price and Income Elasticity of the Demand for Health Insurance and Health Care Services: a critical review of the literature. Publisher: Washington, DC: Mathematica Policy Research; Inc., March 24, 2006. Available at:

<https://econpapers.repec.org/paper/mprmpres/dbf03ba11863430593b0b825fb48acc2.htm>

15. Okunade AA, Suraratdecha C. The pervasiveness of pharmaceutical expenditure inertia in the OECD countries. *Social Science & Medicine* 2006;63:225-38

16. Cecil WT, Barnes J, Shea T, Coulter SL. Relationship of the use and costs of physician office visits and prescription drugs to travel distance and increases in member cost share. *Journal of Managed Care Pharmacy: JMCP* 2006;12:665-76

17. Liu Q, Gupta S. The impact of direct-to-consumer advertising of prescription drugs on physician visits and drug requests: Empirical findings and public policy implications. *International Journal of Research in Marketing* 2011;28:205-17

## ABSTRACT

### Estimation of pharmaceutical expenditure function in Iran: a time series analysis

Mohsen Bayati<sup>1</sup>, Bahman Ahadi Nezhad<sup>2\*</sup>, Fatemeh Riazi<sup>3</sup>, Nasrin Abolhasanbeigi Galeh Zan<sup>4</sup>

1. Health Human Resources Research Center, School of Management & Information Sciences, Shiraz University of Medical Sciences, Shiraz, Iran
2. Qazvin University of Medical Sciences, Qazvin, Iran
3. Health Metrics Research Center, Iranian Institute for Health Sciences Research, ACECR, Tehran, Iran
4. School of Public Health, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

Payesh 2018; 17(2): 121-128

Accepted for publication: 17 February 2018

[EPub a head of print-6 March 2018]

**Objective (s):** Understanding the behavior of drug demand in health sector is very important for health policy makers. In this regard, the present study aimed to estimate the pharmaceutical expenditure function during 1991 to 2010 in Iran.

**Methods:** This was an analytical study. The study population was urban households in the country. The required data were collected from the published statistics of Iran Statistics Center for a time series of 20 years. The time series ARDL(AutoRegressive Distributive Lag) model, the Stationary Augmented Dickey Fuller Test and Bound Cointegration Test were applied to estimate the models. The Eviews 7 and Microfit5 software were used.

**Results:** At short-term and long-term, impact of the price on expenditure of pharmaceutical was statistically insignificant. Income elasticity of pharmaceutical demand at short-term and long-term was 0.27 and 0.41, respectively (Pvalue < 0.01). Elasticity of pharmaceutical expenditure with respect to expenditure of physician visit at short-term and long-term was more than 1.05 and 0.33, respectively, (Pvalue < 0.01). Error Correction Coefficient [ecm (-1)] also was equal -0.66. Almost 66% of imbalance error disappeared in the first year after the imbalance (Pvalue < 0.05).

**Conclusion:** According to inelasticity of pharmaceutical demand to price and low elasticity to income, health policy makers should consider different issues (e.g. tariffs, household income and Subsidizing) when they make policy.

**Key Words:** Pharmaceutical Expenditure, Drug demand, Price-elasticity, Income-elasticity, ARDL approach, Bound Cointegration Test

\* Corresponding author: Qazvin University of Medical Sciences, Qazvin, Iran  
E-mail: Bahmanahadi2009@gmail.com