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

محسن بیاتی[1]، بهمن احدی نژاد[2*]، فاطمه ریاضی[3]، نسرین ابوالحسن بیگی گله زن[4]

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 ـ اردیبهشت ۱۳۹۶ صص ۱۲۸-۱۲۱
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۱۱/۲۸
[نشر 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؛ بنـابراین لزوم سیاستگذاری مبتنی بر شواهد علمی در این بخش، بسیار مورد توجه است. مطالعه حاضر در راستای تحلیل سری زمانی عوامل مـوثر بر مخارج دارویی خانوار طی سال‌های 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 داده‌های 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 الگوخود توضیح با وقفه‌های توزیعی (Auto Regressive) Distributed Lag استفاده شد. باتوجه 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 تخمین‌ها 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<۰/۰۵، B =۰/۴۱). 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<۰/۰۵)، 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 درآمدی پایین، و بی کشش نسبت به قیمت بود. ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۶۶- بود. یعنی تقریباً ۶۶ درصد از بی‌تعادلی در سال اول از بین می‌رود (P<۰/۰۵).

بحث و نتیجه گیری: با توجه به اینکه مخارج دارو نسبت به قیمت بی‌کشش و نسبت به درآمد کم‌کشش بود، سیاستگذاران سلامت باید در اتخاذ سیاست‌های موثر بر قیمت دارو از جمله تعرفه‌گذاری و یارانه‌دهی ملاحظات دقیقی را در نظر گرفته و درآمد خانوار را نیز به عنوان عاملی موثر در سیاست‌های دارویی در نظر بگیرند.

کلیدواژه: مخارج دارو، تقاضای دارو، کشش قیمتی، کشش درآمدی، 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

Archive of SID
www.SID.ir

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 می‌پندارند[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 می‌آید [۲]. همچنین، تردیدی وجود ندارد که دسترسی آسان به داروهای ضروری بار بیماری‌ها را کاهش داده و امید به‌زندگی تعدیل شده براساس ناتوانی را افزایش می‌دهد. لذا، ایجاد دسترسی به داروهای ضروری یک شاخص عملکردی برای نظامهای مراقبت‌های سلامت نیز محسوب می‌شود[۳]. در سالهای اخیر هزینه‌های 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 سیاست‌های کارآمد برای کنترل مصرف دارو از جمله افزایش قیمت‌ها، بازنگری در برنامه‌های باز پرداخت هزینه‌های دارویی و نیز افزایش سهم پرداخت مصرف کننده ایجاد کرده است. همچنین مخارج داروهای تجویزی بخش عمده‌ای از کل مخارج مراقبتهای سلامت را در اغلب کشورها به خود اختصاص می‌دهند. به طورکلی، هزینه‌های دارویی پس از مخارج بستریهای بیمارستانی و ویزیت پزشکان، دومین و یا سومین بخش هزینه‌های نظام‌های 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 بی‌مورد داروها در ایران موجب افزایش هزینه دارو در بودجه خانوار می‌شود و از طرف دیگر ارز بسیار زیاد و بیشتر از آن چه که واقعاً لازم است به واردات دارو اختصاص می‌یابد[۵]. براساس گزارش ۲۰۰۲ سازمان سلامت جهان، در ایران بطور متوسط ۳۰ درصد از منابع سازمان‌های بیمه‌گر صرف پرداخت هزینه‌های دارویی می‌شود. در بسیاری از کشورها، همچنین کشور ما منابع خرید کافی دارو برای پاسخگویی تقاضای فقرا اندک است. علاوه براین موانع دسترسی مانند قیمت دارو، درآمد خانوارها و ... مزید بر علت می‌شود[۱]. برای بررسی عوامل موثر بر مخارج و تقاضای دارو، نظریه های اقتصادی، تخمین تابع مخارج را پیشنهاد می‌کنند. بر این اساس می‌توان کشش‌های قیمتی، درآمدی و کشش جانشینی را محاسبه کرد[۶]. سیاستگذاران سلامت می‌توانند از کشش‌های استخراج شده برای برنامه‌ریزی مناسب در بخش سلامت استفاده نمایند[۷]. از این رو مطالعات مربوط به تابع مخارج و یا تقاضای دارو می‌تواند شواهد مفید و اثربخشی برای سیاستگذاران بخش سلامت داشته باشد. بنابراین مطالعه حاضر با هدف تخمین تابع مخارج دارو و کشش‌های 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 سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹استخراج 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 کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع از فرم لگاریتمی متغیرها استفاده گردید. برای برآورد الگو و انجام آزمون‌های مورد نظر از نرم افزار Eviews 7 و Microfit5 استفاده گردید.

در الگوهای سری زمانی جهت پیش‌بینی صحیح متغیر وابسته فرض بر این است که ساختار داده‌ها طی زمان تغییر نمی‌یابد. 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 می‌افتد. بنابراین ابتدا وضعیت ایستایی (Stationary) و درجهٔ انباشتگی سریهای زمانی موجود در مدل بررسی شد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر

Archive of SID
www.SID.ir

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 ناایستا 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:

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

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 می شود:

$$LogME_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i LogME_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\varphi_i LogMP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\theta_i LogI_{t-i} + \varphi_i LogMP_t + \theta_i LogI_t + \gamma_i LogVE_t + u_t$$

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:

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

فرآیند آزمون باند برای عدم وجد 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:

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

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

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 هم انباشتگی متغیرهای مورد مطالعه، مرحله بعدی استخراج الگو تصحیح خطا است. دراین پژوهش مدل تصحیح خطای تابع مخارج دارو بصورت زیر است:

$$\Delta LogME_t = \beta_0 + \beta_1\Delta LogMP_t + \beta_2\Delta LogI_t + \beta_3\Delta LogVE_t + \beta_4(LogME_{t-1} - \beta_5 LogMP_{t-1} - \beta_6 LogI_{t-1} - \beta_7 LogVE_{t-1}) + \varepsilon_t$$

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 ۱و 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 انجایی که متغیرها ایستا از مرتبه صفر و یک هستند بر اساس مطالعه پسران و همکاران می‌توان هم انباشتگی 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 هم انباشتگی 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

Archive of SID
www.SID.ir

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 (P<۰/۰۵، B =۰/۴۱۶۷۱). 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 ۰/۲۷ و۱/۰۵ برآورد شد (P<۰/۰۵). 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 ۰/۶۶۳۹۲- بود. یعنی تقریباً ۶۶ درصد از خطای تعادل در سال اول از بین می رود (P<۰/۰۵). 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>۰/۰۵) همچنین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس قابل رد شدن نیست. (P>۰/۰۵) پسماندهای الگو نیز دارای توزیع نرمال هستند و فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن جملات خطا رد نمی‌شود. (P>۰/۰۵) 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>۰/۰۵). یعنی الگوی برآورد شده از نظر شکل تبعی درست است.

جدول۱: نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته در مدل با عرض از مبدا

	سطح		تفاضل مرتبه اول		درجه ایستایی
	t-Statistic	P_{value}	t-Statistic	P_{value}	
LME	-۳/۰۳۱۲۸۷	۰/۰۵۰۹	-	-	I (۰)
LMP	-۲/۸۷۵۲۴۹	۰/۰۶۸۰	-	-	I (۰)
LI	-۵/۴۲۳۹۴۹	۰/۰۰۰۶	-	-	I (۰)
LVE	-۱/۵۱۴۷۳۶	۰/۵۰۳۵	-۳/۱۶۹۸۵۱	۰/۰۴۰۱	I (۱)

جدول۲: نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته در مدل با عرض از مبدا و روند

	سطح		تفاضل مرتبه اول		درجه ایستایی
	t-Statistic	P_{value}	t-Statistic	P_{value}	
LME	-۲/۸۱۸۹۸۰	۰/۲۰۸۸	-۵/۰۸۶۸۸۶	۰/۰۰۵۶	I (۱)
LMP	-۶/۶۳۳۰۵۱	۰/۰۰۰۲	-	-	I (۰)
LI	-۲/۵۴۶۵۶۱	۰/۳۰۴۸	-۶/۷۴۵۷۲۶	۰/۰۰۰۳	I (۱)
LVE	-۰/۳۳۶۱۱۴	۰/۹۸۱۹	-۳/۱۶۹۸۵۱	۰/۰۴۰۱	I (۱)

جدول۳: نتایج آزمون هم انباشتگی باند

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

جدول۴:ضرایب مربوط به مدل بلند مدت تابع مخارج دارو

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t	P_{value}
LMP	۰/۱۹۴	۰/۸۱۴۹	۰/۴۳۱
LI	۰/۴۱۶	۳/۱۱۱	۰/۰۰۹
LVE	۰/۳۲۷	۱/۱۰۰	۰/۲۹۳

جدول۵: ضرایب مربوط به مدل تصحیح خطا

متغیرهای توضیحی	ضرایب براورد شده	مقدار آماره t	P_{value}
DLMP	۰/۱۲۹	۰/۸۴۱	۰/۴۱۵
DLI	۰/۲۷۶	۳/۱۶۰	۰/۰۰۸
DLVE	۱/۰۵۰	۳/۲۳۰	۱/۰۰۷
Ecm(-1)	-۰/۶۶۳	-۴/۲۳۰	۰/۰۰۱

Archive of SID
www.SID.ir

جدول۶: نتایج آزمون های تشخیصی مدل ARDL

آزمون های آماری	آزمون LM	آزمون F
خود همبستگی سریالی	X^2 (۱) = ۰/۰۲۵ (۰/۸۷۳)	F (۱/۱۱) = ۰/۰۱۶ (۰/۹۰۰)
تصریح مدل	X^2 (۱) = ۲/۴۱۲ (۰/۱۲۰)	F (۱/۱۱) = ۱/۸۱۹ (۰/۲۰۴)
نرمال بودن	X^2 (۲) = ۰/۴۵۹ (۰/۷۹۵)	-
ناهمسانی واریانس	X^2 (۱) = ۰/۱۴۶ (۰/۷۰۲)	F (۱/۱۵) = ۰/۱۳۰ (۰/۷۲۳)

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تابع مخارج دارو در ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ بر اساس الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی و با رویکرد هم‌انباشتگی 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 می‌کنند که تقاضای دارو نسبت به قیمت حساسیت چندانی ندارد. لذا سیاست‌های 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 بی‌کشش گزارش کرده و بیان می‌کنند که سیاست‌گذاران سلامت باید در اتخاذ سیاست‌های 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، بی‌کشش است[۱۰]. یافته‌های مطالعه سیمینیسکی نیز بی‌کشش بودن دارو نسبت به قیمت را تائید می‌کند[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، هزینه‌های دارویی بیشتری دارند. با توجه به افزایش قابل توجه قیمت‌های دارو در ایران و اینکه تقاضای دارو کم کشش است، بیماران نمی‌توانند 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 سیاست‌های دارویی که در پی افزایش قیمت دارو و یا حذف یارانه دارویی هستند، می‌توانند زیان رفاهی قابل توجهی را بر خانوارهای کم درآمد تحمیل کنند و باعث شوند که آن‌ها در اثر هزینه‌های دارویی کمرشکن به ورطه فقر بیفتند. در تصدیق این مطلب عامری و همکاران یکی از تعیین کننده‌های مواجهه خانوار با هزینه‌های کمرشکن سلامت را هزینه‌های دارویی عنوان می‌کنند[۱۲]. در راستای یافته‌های مطالعه حاضر، عبادی آذر و همکاران نیز کشش درآمدی تقاضای تقاضای دارو را کمتر از یک برآورد کرده و دارو را به عنوان کالای ضروری در سبد مصرفی خانوارهای ایرانی مطرح می‌کنند[۵]. راهبر و همکاران نیز در مطالعه خود تقاضای دارو نسبت به درآمد خانوار را کم‌کشش بیان می‌کنند[۱۲]. بر خلاف نتیجه پژوهش حاضر، موران و همکاران در مطالعه خود، کشش درآمدی تابع تقاضای دارو برای بزرگسالان را بیشتر از یک گزارش می‌دهد[۱۳]. لیو چولت نیز در مرور نظام‌مندی که بر کشش پذیری درآمدی تولیدات و خدمات سلامت انجام دادند، در نتیجه‌گیری خود بیان کردند که با افزایش درآمد تقاضا برای خدمات سلامت نیز افزایش می‌یابد. کشش درآمدی تقاضا برای تولیدات سلامت ۰/۲ تا ۱/۵ است[۱۴]. مطالعه اوکاناد و سورادچا نیز دارو را کالایی بی‌کشش می‌داند[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 می‌افتد. در بلندمدت با افزایش یک درصدی در مخارج ویزیت پزشک، مخارج دارو تقریباً یک درصد افزایش داشته است. یافته ذکرشده با توجه به رابطه

www.SID.ir
Archive of SID

کارگزاری بین پزشک 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 جزیی از تقاضا برای مراقبت سلامت را تشکیل می دهد 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 می رود. می توان گفت که تقریبا سرعت بازگشت به تعادل، متوسط است یعنی تغییرات مخارج دارو نسبت به تغییرات قیمت، درآمد و مخارج ویزیت پزشک، تاحدودی چسبندگی دارد. و فرآیند تصحیح خطا به 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) کم تورش ترین برآوردها انجام گردد. در عین حال ممکن است علت معنادار نبودن برخی از متغیرها محدودیت ذکرشده باشد.

سهم نویسندگان

محسن بیاتی: طراحی مطالعه، آنالیز داده ها، تهیه پیش نویس مقاله، تایید نسخه نهایی مقاله

بهمن احدی نژاد: طراحی مطالعه، جمع آوری داده ها، تهیه پیش نویس مقاله، تایید نسخه نهایی مقاله

فاطمه ریاضی: مرور مطالعات، جمع آوری داده ها، تایید نسخه نهایی مقاله

نسرین ابوالحسن بیگی: جمع آوری داده ها، تهیه پیش نویس مقاله، تایید نسخه نهایی مقاله

منابع

1.Tariqatmonfarad M, Akhavanbehbahani A, Hasanzadeh A. Introduction to Principle of National Health Policy. 1thEdition, Center of council Researches: Tehran, 2009

2. Roberts MJ. Pharmaceutical reform: a guide to improving performance and equity. 1 st Edition,World Bank Publications: Washington, DC, 2011

3. Rahbar A, Barouni M, Bahrami M, Sabermahani A. Estimation of drug Demand Functionin 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 Functioninin Slamic Republic of Iran. Tebb-e-Nezami 2012;15:163-8

6. Santerre R, Neun S. Health economics: Theories, insights, and industry studies. 6th Editon, Cengage Learning: South-Western, 2013

7. Wonderling D, Gruen R, Black N. Introduction to Health Economics. 1st 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 HealthExpenditureand Its Influential Factorson 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

Archive of SID
www.SID.ir

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/mprmprres/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. Journalof Managed Care Pharmacy: JMCP2006;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

Archive of SID

www.SID.ir

ABSTRACT

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

Mohsen Bayati [1], Bahman Ahadi Nezhad [2*] , Fatemeh Riazi [3], Nasrin Abolhasanbeigi Galeh Zan [4]

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 estimat 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

Archive of SID
www.SID.ir