عوامل مؤثر در پرداخت‌های مستقیم خانوارها در نظام سلامت ایران با استفاده از مدل رگرسیون دو بخشی

علی محمد احمدی[1] / انیسه نیک روان[2] / علیرضا ناصری[3] / عباس عصاری[3]

چکیده

مقدمه: در اکثر کشورهای در حال توسعه، عمده هزینه‌های سلامت به‌طور مستقیم از طرف خانوارها پرداخت می‌شود که این امر خطر مواجه شدن خانوارها با هزینه‌های کمرشکن را افزایش می‌دهد. بنابراین، تحلیل عوامل موثر بر پرداخت‌های مستقیم از موضوعات اساسی در سیاست‌گذاری‌های تأمین مالی بخش سلامت می‌باشد.

روش کار: در این مقاله عوامل موثر بر پرداخت‌های مستقیم خانوارهای ایرانی با استفاده از آمارهای خرد هزینه درآمد خانوار که سالانه در مرکز آمار ایران تهیه می‌شود و با به‌کارگیری مدل رگرسیون دو بخشی، بین سال های ۱۳۸٤ تا ۱۳۸۹ بررسی شده است. در این طرح نمونه گیری به روش سه مرحله‌ای بود و حجم نمونه در این سال‌ها بین ۲٦۸۸۲ تا ۳۸۲٦۰ خانوار تغییر کرد. نوع مطالعه تحلیلی توصیفی بود.

یافته‌ها: در این دوره پرداخت‌های مستقیم سلامت ۷٤ درصد افزایش یافته است. خانوارهای بالاترین گروه درآمدی، ۲/۵ برابر پایین‌ترین گروه درآمدی پرداخت داشته‌اند، درحالی‌که احتمال استفاده از خدمت برای آنها ۱۷ درصد بیشتر بوده است. ضریب پوشش بیمه نشان می‌دهد که نظام بیمه تنها موفق شده است ۱۵ درصد از بار هزینه‌های مستقیم خانوارها را کاهش دهد و تنها ۲ درصد احتمال برخورداری آنان از خدمات سلامت را افزایش دهد. ویژگی‌های اجتماعی و جمعیتی مانند وجود افراد سالخورده، بعد خانوار و زندگی در شهر، به ترتیب ۲۰ درصد، ۲۳ درصد و ٥٤ درصد هزینه‌های مستقیم را افزایش داده است.

نتیجه گیری: در دوره زمانی بررسی شده، نابرابری قابل توجهی بین گروه‌های مختلف درآمدی در پرداخت‌ها وجود داشته است. به‌گونه‌ای که خانوارهای پردرآمدتر، پرداخت و احتمال استفاده از خدمات سلامت بیشتری داشته‌اند. هم‌چنین وجود افراد سالخورده، بعد خانوار، شهرنشینی و نداشتن بیمه، مهم‌ترین عواملی هستند که پرداخت‌های مستقیم خانوار را افزایش می‌دهند. برای کاستن از نابرابری، سیاست‌گذاران باید شرایطی فراهم کنند تا هزینه‌های سلامت بیشتر از طریق بیمه‌های اجتماعی تأمین شود و استفاده از خدمات برای سالخوردگان ارزان‌تر گردد.

کلیدواژه ها: هزینه‌های سلامت، پرداخت های مستقیم سلامت، مدل دو بخشی

•وصول مقاله: ۹۲/۰۹/۱۸ •اصلاح نهایی:۹۲/۱۱/۲۸ •پذیرش نهایی: ۹۳/۰۳/۱۸

۱- استادیار اقتصاد پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، تهران، نویسنده مسئول (res.edu@modares.ac.ir)

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصاد ، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران

۳- استادیار اقتصاد گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران

مقدمه

در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، بیشتر پرداخت‌های سلامت، از جیب خانوارها و به‌صورت مستقیم پرداخت می‌شود [۱]. در نتیجه یکی از مؤلفه‌های اصلی سیستم تأمین مالی سلامت در این کشورها، پرداخت از جیب خانوار یا همان پرداخت‌های مستقیم خانوار می‌باشد [۲،۳]. تأمین بخش بزرگی از منابع مالی سلامت از طریق پرداخت‌های مستقیم، سازوکار مناسبی در بخش تأمین مالی نمی‌باشد. هنگامی که خانواری نیاز به استفاده از مراقبت‌های درمانی پیدا می‌کند، اگر توانایی پرداخت آن را نداشته باشد، با مشکلی بزرگ مواجه خواهد شد و برای تأمین آن ممکن است به قرض کردن، فروش دارایی یا کاستن از هزینه‌های سایر بخش‌ها روی بیاورد [۴]. در ایران، مانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه، سهم بزرگی از هزینه‌های سلامت از طریق پرداخت‌های مستقیم خانوار تأمین می‌شود. علی رقم تلاش‌هایی که در این زمینه شده است، آمارهای حساب‌های ملی سلامت نشان می‌دهد [۵]، هزینه‌های مستقیم خانوار سهم بزرگی از منابع تأمین مالی سلامت را تشکیل می‌دهد که به نوبه خود می‌تواند مانعی جدی در برخورداری عادلانه از خدمات سلامت باشد. آمارها نشان می‌دهند که از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ سهم پرداخت‌های مستقیم خانوارهای ایرانی از کل هزینه‌های سلامت از ۵۳ درصد به ۵۹ درصد افزایش یافته است که بیشترین مقدار آن مربوط به سال ۸۸ و برابر ۵۹ درصد می‌باشد. بالا بودن سهم پرداخت‌های مستقیم خانوار از کل هزینه‌های سلامت، خطر مواجه شدن خانوار با هزینه‌های کمرشکن را افزایش می‌دهد [۲]. بنابراین، یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌های بخش سلامت هر کشوری، از جمله ایران، کاهش پرداخت‌های مستقیم از طریق جایگزین کردن آن با روش‌های تأمین مالی عادلانه‌تر می‌باشد. بر همین اساس شناسایی و تحلیل عواملی که روی پرداخت‌های مستقیم خانوار اثر می‌گذارند، یکی از کلیدی‌ترین موضوعات در سیاست‌گذاری‌های سلامت می‌باشد.

بیشتر مطالعاتی که در زمینه هزینه‌های سلامت انجام شده‌اند، در بعد کلان و در کشورهای توسعه‌یافته، با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی سلامت به مقایسه کل هزینه‌های سلامت در سطح ملی با سایر کشورها پرداخته‌اند [۱۲-۶]. در تعدادی از کشورهای در حال توسعه نیز مطالعاتی در این زمینه انجام شده است. نتایج حاصل از این تحقیقات نشان می‌دهد که پرداخت‌های مستقیم خانوار نسبت به گذشته، بسیار افزایش یافته است [۱۵-۱۳]. در ایران نیز مطالعاتی در سطح کلان به منظور بررسی هزینه‌های سلامت صورت گرفته است، اما تمام آنها کل هزینه‌های سلامت خانوار را مورد مطالعه قرار داده‌اند و به طور مشخص، پرداخت‌های مستقیم خانوار را بررسی نکرده‌اند [۱۶،۱۷].

با توجه به اهمیتی که افراد و خانوارها در پرداخت‌های سلامت در کشورهای در حال توسعه دارند، اهمیت مولفه‌های تعیین‌کننده هزینه‌های سلامت پرداخت شده توسط آن‌ها در این کشورها افزایش می‌یابد. بنابراین، ارزیابی بهتر این مولفه‌ها در تصمیم گیری‌های دولت‌ها نقش بسزایی ایفا می‌کنند. برای مثال، تخمین کشش‌های درآمدی می‌تواند طراحی شبکه‌های ایجاد امنیت اجتماعی که از فقرا حمایت می‌کند را بهبود بخشد [۱۸]. متأسفانه در بعد خرد (خانوار) در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران مطالعات زیادی در این زمینه انجام نشده است و مطالعات اندکی از این دیدگاه به این موضوع پرداخته‌اند [۲۸-۱۸]. در این مطالعات از داده‌های خرد در سطح افراد یا خانوارها استفاده شده است و بیشتر این مطالعات روی هزینه‌های کمرشکن و پرداخت‌های مستقیم خانوار در کشورهای در حال توسعه تمرکز داشته‌اند. به‌طور تجربی، تمام این مطالعات نشان داده‌اند که بین موقعیت اقتصادی افراد و هزینه های سلامت رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهند که افزایش سن باعث افزایش هزینه‌های سلامت می‌شود [۲۶،۲۱،۱۹]، برخی از مطالعات نیز نشان داده‌اند که رابطه معنی‌داری بین وضعیت بیمه و هزینه‌های سلامت وجود دارد [۲۱،۱۹،۱۸]. برخی دیگر نشان دادند که بین مشخصات سرپرست خانوار مانند جنس، تحصیلات و شهری یا روستای بودن خانوار با هزینه‌های سلامت رابطه معنی‌داری وجود دارد اما به‌دلیل موقعیت‌های متفاوتی که در کشورهای مختلف وجود دارد، ضریبی که برای این متغیرها گزارش شده در

مطالعات مختلف متفاوت است. به‌طور مثال، در مطالعه‌ای که در سال ۲۰۰۳ در کشور نپال انجام شد، نشان داد که داشتن سرپرست مرد در خانوار نسبت به سرپرست زن باعث افزایش هزینه‌های مستقیم می‌شود [۲۲] درحالی که مطالعاتی که در کشورهای تایلند و بورکینافاسو انجام شد، نشان داد که داشتن سرپرست زن باعث افزایش هزینه‌ها می‌شود [۲۶،۲۴]. هم‌چنین بررسی‌ها نشان داده است که سطح تحصیلات سرپرست خانوار، بعد خانوار و وضعیت سلامتی خانوار اثر قابل توجه و معنی‌داری روی هزینه‌های سلامت خانوار دارد [۲۶، ۲۲، ۱۹]. بنابراین، با توجه به مطالعات انجام شده در سطح خرد، می توان گفت تحلیل‌های مربوط به عوامل موثر در پرداخت‌های سلامت تمرکز روی کشش‌های درآمدی، پاسخ پرداخت‌های مستقیم خانوار به پوشش بیمه‌ای و تا حدی ویژگی‌های اجتماعی–جمعیتی خانوار تمرکز دارد [۲۹]. بنابراین، با توجه به مطالعات انجام شده و مبانی نظری، در این مطالعه عواملی که روی پرداخت‌های مستقیم خانوار موثر هستند، با استفاده از داده‌های خرد هزینه درآمد خانوار که در مرکز آمار ایران تهیه می‌شود طی سال های ۱۳۸۴–۱۳۸۹ بررسی شده‌اند.

روش کار

به منظور بررسی عوامل مؤثر در پرداخت‌های سلامت، در این تحقیق از داده‌های خام هزینه درآمد خانوار بین سال های ۱۳۸۴–۱۳۸۹ استفاده شد. در این طرح برای انتخاب نمونه‌ها از نمونه‌گیری سه مرحله‌ای (روش نمونه گیری سه مرحله ای مرکز آمار ایران: واحد نمونه گیری مرحله اول، حوزه، واحد نمونه گیری مرحله دوم خوشه و واحد نمونه گیری مرحله سوم، خانوار است. هر خوشه شامل یک بلوک، بخشی از آن، یا مجموعه ای از چند بلوک است) استفاده و نمونه‌ها به‌صورت تصادفی با توجه به طبقه‌بندی‌های جغرافیایی در دو بخش روستایی و شهری انتخاب شدند. در این طرح کل هزینه مصرفی هر خانوار پرسیده شد، این هزینه شامل هزینه‌های خوراکی و غیر خوراکی یعنی هزینه‌های مسکن، پوشاک، بهداشت و درمان، آموزش و غیره بود. حجم نمونه در سال های۸۴–۸۹ بین ۲۶۸۸۲ تا ۳۸۲۶۰ خانوار تغییر کرد.

در ۸۹ درصد موارد در مناطق شهری و روستایی سرپرست خانوار مرد و ۱۱ درصد زن بوده است. متوسط سن سرپرست خانوار در مناطق شهری ۴۷ سال و در مناطق روستایی ۴۹ سال بود. به طور تقریبی ۲۱ درصد از سرپرست خانوارها در مناطق شهری بی سواد و در مناطق روستایی ۴۳ درصد از آنها بی‌سواد بوده‌اند. مشخصات و تعریف متغیرهایی که در این تحقیق استفاده شده اند در جدول (۱) نشان داده شده است.

در این مطالعه به جای داده درآمد سالانه خانوار، از هزینه سالانه استفاده شده است، که نشان‌دهنده قدرت پرداخت خانوار (Ability to pay) می‌باشد. چون با توجه به مطالعات انجام شده، درآمدی که در کشورهای در حال توسعه توسط خانوارها گزارش می‌شود، کمتر قابل اعتماد است [۳۲–۳۰]. نکته قابل توجه دیگر آن است اگر چه کل هزینه‌های خانوار معیار خوبی برای نشان دادن موقعیت اجتماعی– اقتصادی خانوار است، اما به‌نظر می‌رسد که بعد خانوار و ترکیب جمعیتی آن را نادیده می گیرد [۳۳]، با توجه به این مسئله در اینجا از هزینه سرانه خانوار استفاده شد که حاصل تقسیم هزینه کل خانوار به ریشه دوم جمعیت خانوار یا همان بعد تعدیل شده خانوار (AE) است [۲۹]. از آنجاکه هزینه‌های مستقیم خانوار در بخش بهداشت و درمان مقادیر پیوسته‌ای هستند که حجم وسیعی از مشاهدات آن صفر می‌باشد بنابراین، بسیار چوله به راست می‌باشند، به این متغیرها در اصطلاح متغیرهای وابسته محدود شده (Limited Dependent Variable) گفته می‌شود. برای مثال ۳۴ درصد خانوارهای ایرانی در سال ۱۳۸۹ برای استفاده از خدمات سلامت هیچ پرداختی نداشته‌اند. بنابراین، انتخاب روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به تنهایی باعث به وجود آمدن تورش در انتخاب نمونه (Sample Selection Bias) می‌شود [۳۴]. مطالعات انجام شده، نشان داده‌اند که برای بررسی عوامل موثر در پرداخت‌های سلامت و مقابله با مشکلاتی که در مدل‌سازی هزینه‌های سلامت وجود دارد، استفاده از مدل دو بخشی (Two Part Model) از سایر روش‌ها مناسب‌تر می‌باشد [۳۵، ۳۴، ۲۹]. مدل دو بخشی معمولاً شامل یکی از مدل های لاجیت (Logit) یا پروبیت (Probit) برای تخمین احتمال این که یک فرد یا خانوار

هزینه‌ای برای سلامت کرده باشد یا خیر و مدل حداقل مربعات معمولی برای هزینه‌های مثبت و غیر صفر آن هاست.

جدول ۱: آماره های توصیفی متغیرهای تحقیق در سال های ۱۳۸۹-۱۳۸٤

متغیر	تعریف	میانگین / درصد	تعداد مشاهدات
متغیرهای وابسته			
oop	پرداخت از جیب سالانه خانوار (سال پایه=۱۳۸۱)		
	=۰، اگر پرداخت از جیب صفر باشد	۰/۳۲	۶۴۳۲۸
	=۱، پرداخت از جیب مثبت باشد	۰/۶۸	۱۳۸۸۹۶
Ln(oop)	لگاریتم پرداخت از جیب سالانه خانوار (سال پایه=۱۳۸۱)	۱۳/۸۵	۱۳۸۸۹۶
متغیرهای مستقل			
سال	سال های ۱۳۸۴- ۱۳۸۹	-	
	=۰، اگر سال ۱۳۸۴ باشد،	۱۳/۲۳	۲۶۸۸۲
	=۱، سال ۱۳۸۵	۱۵/۲۰	۳۰۸۹۹
	=۲، سال ۱۳۸۶	۱۵/۳۹	۳۱۲۷۶
	=۳، سال ۱۳۸۷	۱۹/۲۳	۳۹۰۷۵
	=۴، سال ۱۳۸۸	۱۸/۱۲	۳۶۸۳۲
	=۵، سال ۱۳۸۹	۱۸/۸۳	۳۸۲۶۰
درآمد	هزینه سالانه سرانه خانوار (سال پایه=۱۳۸۱)	-	
	=۱، اگر در پنجک اول درآمدی باشد،	۲۰	۴۰,۶۴۷
	=۲، پنجک دوم درآمدی	۲۰	۴۰,۶۴۴
	=۳، پنجک سوم درآمدی	۲۰	۴۰,۶۴۶
	=۴، پنجک چهارم درآمدی	۲۰	۴۰,۶۴۴
	=۵، پنجک پنجم درآمدی	۲۰	۴۰,۶۴۳
بیمه	وضعیت بیمه		
	=۰، اگر بیمه ندارد	۰/۳۴	۶۳۲۸۷
	=۱، اگر بیمه دارد	۰/۶۶	۱۳۹۹۳۷
منطقه	شهری یا روستایی:		
	=۰، اگر ساکن روستا باشد	۰/۵۱	۱۰۴۴۱۸
	=۱، اگر ساکن شهر باشد	۰/۴۸	۹۸۸۰۶
جنسیت	جنسیت سرپرست خانوار		
	=۰، اگر مرد باشد	۰/۸۹	۱۸۱۶۴۵
	=۱، زن باشد	۰/۱۱	۲۱۵۷۹
وضعیت تأهل	وضعیت تاهل سرپرست خانوار		
	=۰، اگر متاهل باشد	۰/۸۷	۱۷۷۹۶۸
	=۱، در غیر اینصورت	۰/۱۲	۲۵۲۵۶
تحصیلات	تحصیلات سرپرست خانوار		
	=۰، اگر بی سواد یا کم سواد باشد	۰/۶۴	۱۳۱۵۸۱
	=۱، اگر دیپلم یا کمتر از دیپلم داشته باشد	۰/۲۶	۵۴۴۹۴
	=۲، تحصیلات دانشگاهی	۰/۱	۱۷۱۴۹
اشتغال	اشتغال سرپرست خانوار		
	=۰، اگر شاغل باشد	۰/۷۴	۱۵۱۸۰۴
	=۱، در غیر اینصورت	۰/۲۶	۵۱۴۲۰
سن بالای ۶۰ سال	داشتن افراد بالای ۶۰ سال در خانوار		
	=۰، اگر نداشته باشد	۷۱/۲۲	۱۴۴۷۴۶
	=۱، اگر داشته باشد	۲۷/۷۸	۵۸۴۷۸
AE	بعد تعدیل شده خانوار	۲/۱۷	۲۰۳۲۲۴

به‌طور کلی در این روش دو سئوال اساسی پرسیده می‌شود: اولین سئوال آن است که آیا فرد هزینه‌ای برای استفاده از خدمات سلامت داشته است یا خیر. دومین سئوال در مورد مبلغ پرداختی می‌باشد (در صورتیکه از خدمات استفاده شده باشد). یعنی در این مدل افراد در جامعه به دو دسته استفاده‌کنندگان از خدمات و کسانی تقسیم می‌شوند که استفاده نمی‌کنند. صورت کلی این مدل بصورت زیر می‌باشد [۳۶]:

$$\Theta_1 = \begin{cases} oop_i > 0 \quad if \quad I_i = \sum_{j=1}^{k} \delta_{1j} x_{ji} + \eta_{1i} \rangle 0, \quad i = 1,2,\dots N \\ oop_i = 0 \quad if \quad otherwise \end{cases} \qquad (۱)$$

$$\Theta_2 = \log\left(oop_i \middle| I_i \rangle 0\right) = \sum_{j=1}^{k} \delta_{2j} x_{ji} + \eta_{2i} \qquad (۲)$$

$$L_i = \Theta_1 \times \Theta_2 \qquad (۳)$$

در صورت پرداخت هزینه مستقیم سلامت oop_i در معادله اول برابر یک است و در غیر این‌صورت برابر صفر است و در معادله دوم oop_i پرداخت‌های مستقیم می‌باشد. x_i نشان‌دهنده خصوصیات اقتصادی-اجتماعی و عوامل جمعیتی است که روی پرداخت‌های مستقیم اثر می‌گذارد. این متغیرها شامل اشتغال، تحصیلات، جنس، وضعیت تأهل، درآمد، بعد تعدیل شده خانوار، شهری/روستایی بودن، داشتن پوشش بیمه و افراد بالای ۶۰ سال در خانوار است. δ_{1j} و δ_{2j} پارامترهایی هستند که در مدل تخمین زده می‌شوند. در قسمت اول مدل برای تخمین، از یک مدل لاجیت/پروبیت (عموماً پروبیت) استفاده می‌شود تا تفاوت بین کسانی‌که از خدمت استفاده می‌کنند و برای آن پرداختی انجام می‌دهند با کسانی‌که استفاده نمی‌کنند را توضیح دهد. قسمت دوم مدل شامل رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای پرداخت‌های مستقیم یا برای کسانی می‌باشد که پرداخت‌های غیر صفر در استفاده از خدمت داشته‌اند. از آنجاکه داده‌های هزینه-های سلامت بسیار چوله به راست می‌باشند و توزیع نرمال ندارند، مدل‌سازی این متغیرها با مشکل روبه رو است. برای حل این مشکل از این داده لگاریتم طبیعی گرفته می‌شود تا با این کار اثر چولگی متغیر کاهش پیدا کند و متغیر وابسته توزیع نرمال پیدا کند. هم‌چنین برای جلوگیری از ناهمسانی واریانس (Heteroskedasticity)، از تخمین زننده robust استفاده می‌شود [۳۵]. دو مدل از یکدیگر مستقل هستند و به‌طور جداگانه تخمین زده می‌شوند [۳۷].

یافته ها

همان‌طور که گفته شد برای بررسی تجربی از مدل دو بخشی و داده‌های خرد هزینه درآمد خانوار استفاده می‌شود. نتایج تخمین با استفاده از نرم افزار Stata 12در جدول (۲) نشان داده شده است. قسمت اول مدل احتمال آن‌که خانواری با پرداخت مستقیم سلامت مواجه شود را تخمین می‌زند (معادله ۱) و قسمت دوم مؤلفه‌های توضیح‌دهنده پرداخت‌های مستقیم خانوار به شرط آن‌که خانوار پرداخت مستقیمی داشته باشد را تخمین می‌زند.

جدول ۲: تخمین عوامل مؤثر بر پرداخت های مستقیم سلامت با استفاده از مدل دو بخشی

مدل دو بخشی			
	بخش اول: Probit متغیر وابسته=OOP (yes or No)		بخش دوم: OLS متغیر وابسته= Ln (oop)
متغیرهای مستقل	ضرایب	اثر نهایی (ME)	ضرایب
سال ۱۳۸۴	پایه	پایه	پایه
۱۳۸۵	***-۰/۱۱۲ (-۷/۲۲)	***-۰/۰۳۷ (-۷/۲۳)	***۰/۱۲۹ (۷/۳۳)
۱۳۸۶	***-۰/۱۲۳ (-۸.۰۹)	***-۰/۰۴۱ (-۸/۱۲)	***۰/۲۵۵ (۱۴/۳۶)
۱۳۸۷	***-۰/۰۸۸۴ (-۵/۷۸)	***-۰/۰۲۹ (-۵/۸۰)	***۰/۴۱۷ (۲۳/۶۶)
۱۳۸۸	***-۰.۰۹۳۶ (-۵/۳۱)	***-۰ /۰۳۱ (-۵/۲۹)	***۰/۵۴۸ (۲۶/۷۷)
۱۳۸۹	***-۰/۱۲۱ (-۷/۶۳)	***-۰/۰۴۰ (-۷/۶۵)	***۰/۷۲۴ (۴۰/۵۱)
درآمد پنجک اول درآمدی	پایه	پایه	پایه
پنجک دوم درآمدی	***۰/۳۰۸ (۲۳/۹۵)	***۰/۱۱۹ (۲۴/۱۱)	***۰/۴۴۰ (۳۱/۲۶)
پنجک سوم درآمدی	***۰/۴۴۳ (۳۲/۸۲)	***۰/۱۶۸ (۳۳/۲۵)	***۰/۷۴۲ (۵۱/۰۹)
پنجک چهارم درآمدی	***۰/۵۷۸ (۴۰/۵۴)	***۰/۲۱۴ (۴۱/۴۱)	***۱/۰۶۹ (۷۰/۸۴)
پنجک پنجم درآمدی	***۰/۷۴۱ (۴۸/۳۶)	***۰/۲۶۴ (۵۰/۲۸)	***۱/۷۱۷ (۹۹/۰۵)
(۱=دارد یا ۰=ندارد) بیمه	***۰/۰۷۴۹ (۷/۱۲)	***۰/۰۲۵ (۷/۰۷)	***-۰/۱۵۳ (-۱۲/۶۰)
(۱=شهری یا ۰=روستایی) منطقه	***-۰/۱۳۳ -(۱۴/۸۶)	***-۰/۰۴۵ (-۱۴/۸۹)	***۰/۵۴۲ (۵۴/۳۹)
(۱=زن یا ۰=مرد) جنسیت	***۰/۱۷۴ (۶/۹۵)	***۰/۰۵۷ (۷/۲۶)	-۰/۰۱۱۹ (-۰/۴۰)
(۱=در غیر اینصورت یا ۰=متاهل) وضعیت تأهل	***-۰/۲۳۵ (-۱۰/۲۲)	***-۰/۰۸۴ (-۹/۸۶)	***-۰/۱۸۴ (-۶/۶۰)
تحصیلات بی سواد یا کم سواد	پایه	پایه	پایه
دیپلم یا کمتر از دیپلم	***-۰/۰۶۶۸ (-۵/۷۸)	***-۰/۰۲۲ (-۵/۷۶)	***-۰/۰۸۲۲ (-۶/۰۹)
تحصیلات دانشگاهی	***-۰/۱۴۶ (-۷/۸۵)	***-۰/۰۵۱ (-۷/۶۷)	***-۰/۱۱۸ (-۵/۱۰)
(۱=شاغل یا ۰=بدون شغل)اشتغال	***-۰/۰۷۸۰ (-۶/۰۸)	***-۰/۰۲۶ (-۶/۱۴)	***-۰/۱۸۴ (-۱۲/۰۷)
سن بالای ۶۰ سال	***۰/۱۹۳ (۱۶/۴۲)	***۰/۰۶۴ (۱۶/۹۰)	***۰/۲۰۴ (۱۵/۱۵)
AE	***۰/۱۷۴ (۱۸/۹۲)	***۰/۰۵۹ (۱۸/۱۹)	***۰/۲۳۴ (۲۳/۲۵)
عرض از مبدا	***-۰/۱۱۷ (-۴/۰۶)		***۱۲/۱۱ (۳۷۸/۱۹)
McKelvey and Zavoina's R^2	۰/۹۷		
R^2			۰/۲۴

آماره t در پرانتز نشان داده شده است.

*p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

در مدل پروبیت، همه متغیرها از نظر آماری معنی‌دار هستند و در مدل حداقل مربعات معمولی نیز تمام متغیرها به جز جنسیت معنی‌دار هستند. نتایج مدل اول نشان می‌دهد که بین سال‌های ۸۵ تا ۸۹ احتمال پرداخت مستقیم خانوار برای خدمات سلامت نسبت به سال مبدأ یعنی سال ۸۴ کاهش یافته است. یافته‌های مدل دوم نشان می‌دهد که علی رغم کاهش احتمال پرداخت و جستجوی خدمت بین سال های ۸۵ تا ۸۹، مقدار پرداخت‌های مستقیم توسط خانوار نسبت به سال ۸۴ افزایش یافته است. با توجه به نتایج اثر نهایی (Marginal Effect) (اثر نهایی تغییرات y به ازای یک درصد تغییر در x را به ما نشان می‌دهد، در هنگام استفاده از رگرسیون لاجیت یا پروبیت (غیر خطی) برای تفسیر ضرایب باید از اثر نهایی استفاده شود. به‌دلیل رابطه غیر خطی که بین متغیرها موجود است ضرایب متغیرهای مستقل قابل تفسیر نیستند و باید از اثر نهایی به جای آن استفاده شود. نرم افزار stata این قابلیت را دارد که این ضرایب را با دادن دستور مناسب محاسبه کند)، خانوارهایی که سرپرست آنها زن می‌باشد، احتمال پرداخت مستقیم برای استفاده از خدمت در آن ها ۵ درصد بیشتر از خانوارهای با سرپرست مرد است. اما تفاوت معنی داری از نظر جنسیت سرپرست خانوار در پرداخت مستقیم وجود ندارد.

ضریب اشتغال در هر دو مدل منفی حاصل شده است و این نشان‌دهنده آن است که داشتن شغل احتمال پرداخت و استفاده از خدمت و هم‌چنین پرداخت مستقیم را کاهش می‌دهد. این موضوع احتمالاً مربوط به مسئله نگرانی است که افراد شاغل به‌خاطر از دست دادن درآمد در هنگام مراجعه و استفاده از خدمت دارند [۳۸].

هر دو مدل نشان می‌دهند که هم احتمال پرداخت هزینه‌های سلامت به صورت مستقیم از طرف خانوار و هم مقدار این پرداخت در پنجک‌های مختلف درآمدی از نظر آماری با یکدیگر متفاوت است. به این صورت که خانوارهایی که در گروه‌های بالای درآمدی قرار دارند هم مبلغی که به‌طور مستقیم پرداخت می‌کنند و هم احتمال استفاده از خدمت در آنها افزایش می‌یابد. پس مشاهده می‌شود در سال‌های ۸۴-۸۹ بین گروه‌های مختلف درآمدی نابرابری در پرداخت‌ها وجود داشته است و اگر چه گروه‌های پردرآمد پرداخت بیشتری برای سلامت داشته‌اند، اما احتمال استفاده از خدمت نیز در آن‌ها بیشتر از گروه‌های کم درآمد جامعه بوده است.

با توجه به اثر نهایی، متغیر بیمه، نشان می‌دهد احتمال آن‌که افرادی‌که بیمه دارند از خدمات سلامت استفاده کنند ۲ درصد بیشتر از افرادی است که بیمه ندارند. هم‌چنین مدل دوم نشان می‌دهد که داشتن بیمه، پرداخت‌های مستقیم خانوار را تا ۱۵ درصد کاهش داده است. بنابراین، نتیجه گرفته می‌شود که بیمه بار مالی را که بر دوش خانوارها وجود داشته است به‌طور ناچیزی کاهش داده است. ضرایب تحصیلات نیز در هر دو مدل منفی حاصل شده است. پس به‌نظر می‌رسد افرادی‌که کم سواد تر هستند بیشتر در معرض خطرات بهداشتی هستند، درنتیجه خطر ابتلا به بیماری در آنها بالاتر است بنابراین، احتمال استفاده از خدمات سلامت نیز در آنها بیشتر است.

با توجه به جدول (۲) نابرابری در پرداخت‌ها بین ساکنین شهر و روستا کاملاً مشهود است. نتایج اثر نهایی در مدل اول نشان می‌دهد که تفاوت احتمال پرداخت‌های مستقیم شهری‌ها و روستایی‌ها بسیار ناچیز و تنها در حدود ۴ درصد است. اما مدل دوم نشان می‌دهد که شهری‌ها ۵۴ درصد بیشتر از روستایی‌ها برای استفاده از خدمات سلامت پرداخت می‌کنند. از دیگر متغیرهای تأثیرگذار در مدل، بعد خانوار و وجود افراد سالخورده در خانوار می‌باشد. ضریب این دو متغیر در مدل پروبیت و حداقل مربعات معمولی مثبت به‌دست آمده و نشان‌دهنده آن می‌باشد که هر چه تعداد افراد و تعداد افراد سالخورده در خانوار بیشتر باشد احتمال پرداخت مستقیم سلامت از طرف خانوار و همچنین مقدار آن افزایش پیدا می‌کند.

بحث و نتیجه گیری

کاهش هزینه‌های مستقیم خانوار در خدمات سلامت یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران سلامت برای کاهش نابرابری در جامعه است. در این پژوهش عوامل موثر در پرداخت‌های مستقیم خانوار برای خدمات سلامت با استفاده از داده‌های

خرد هزینه درآمد خانوار بین سال های ۱۳۸۴ - ۱۳۸۹ مطالعه شد و با توجه به مبانی نظری و مطالعات انجام شده، برای رفع مشکلاتی که داده‌های هزینه‌های سلامت دارد، از مدل دو بخشی استفاده شد. نتایج حاصل از تخمین با استفاده از این مدل به سیاست‌گذاران سلامت کمک می‌کند تا عوامل موثر بر پرداخت‌های مستقیم خانوار که مهم‌ترین بخش در زمینه تأمین مالی سلامت هستند را شناسایی کنند و از این طریق بتوانند برای اصلاح روش‌های تأمین مالی برنامه ریزی بهتری داشته باشند. مطالعه نشان داد که رابطه منفی و معنی‌داری بین وضعیت تأهل، وضعیت اشتغال، تحصیل و پرداخت‌های سلامت وجود دارد. بنابراین، نتیجه گرفته می‌شود ناهمگنی و تفاوت‌های اجتماعی که بین خانوارهای ایرانی وجود دارد، باعث افزایش نابرابری در نظام سلامت شده است [۲۶،۱۹،۱۸]. متغیر بعد خانوار و وجود افراد سالخورده در خانوار یکی دیگر از متغیرهای تاثیرگذار در هر دو مدل می‌باشد. ضریب و معنی داری تعداد افراد بالای ۶۰ سال در مطالعه قابل توجه است. طبق آمارهای منتشر شده در دفتر جمعیت سازمان ملل متحد نسبت جمعیت بالای ۶۵ سال به کل جمعیت ایران در سال ۱۳۸۹ برابر ۵ درصد بوده است. پیش‌بینی می‌شود که تا سال ۱۴۱۰ این نسبت تا ۹ درصد افزایش پیدا کند. بنابراین، با توجه به جمعیت رو به رشد این گروه سنی باید سیاست‌گذاران در این بخش امکاناتی فراهم کنند تا به افراد مسن کمک نماید استفاده از خدمات سلامت برای آنها ارزان‌تر و درنتیجه آسان‌تر شود [۳۹،۱۸]

مطالعه حاضر نشان می‌دهد که موقعیت اقتصادی خانوارها رابطه مثبت و معنی‌داری در هر دو مدل با متغیر وابسته دارد. این نتیجه بیان کننده آن است که نابرابری مربوط به درآمد برای پرداخت‌های سلامت در ایران وجود دارد و اگرچه افرادی‌که از موقعیت اقتصادی بالاتری برخوردار هستند، برای سلامت بیشتر هزینه می‌کنند، اما احتمال استفاده از خدمت نیز برای این افراد بیشتر است. بنابراین، اگر دولت شرایطی را فراهم کند تا هزینه‌های سلامت بیشتر از طریق بیمه‌های اجتماعی تأمین شود، به‌نظر می‌رسد که در این روند تغییراتی ایجاد خواهد شد [۳۸،۲۲،۱۸]. دلیل تفاوت معنی‌دار و چشمگیر ضرایب شهری بودن و روستایی بودن، بسیار پیچیده است. یک دلیل می‌تواند آن باشد چون شهری‌ها از موقعیت اقتصادی بهتری برخوردار هستند درنتیجه قدرت پرداخت بیشتری دارند و می‌توانند از خدمات گران‌تر و بیشتری نیز استفاده نمایند [۱۸]. یکی دیگر از مهم‌ترین مؤلفه‌هایی که باید مورد بررسی قرار بگیرد، متغیر داشتن پوشش بیمه است. با توجه به ضریب تقریبا پائین آن در هر دو مدل سیاست‌گذاران باید روی مدیریت و عملکرد بیمه در اجرای برنامه‌های تأثیرگذار در راستای کاهش هزینه‌های مستقیم خانوار در این بخش ارزیابی بیشتری داشته باشند [۲۸].

تشکر و قدردانی

این مقاله حاصل بخشی از رساله دکتری تحت عنوان ارزیابی عدالت در نظام سلامت ایران می‌باشد که با حمایت دانشگاه تربیت مدرس اجرا شده است.

References

1. O'Donnell O, Van Doorslaer Eddy, Rannan-Eliya Ravi P, Somanathan Aparnaa, Adhikari Shiva Raj, Akkazieva, Baktygul, et al. Who pays for health care in Asia? Journal of health economics 2008; 27(2): 460-475.

2. Xu K, Evans DB, Carrin G, Aguilar-Rivera AM. Designing health financing systems to reduce catastrophic health expenditure. WHO 2005 [cited 2014 Jan 25]; 1-8. Available from: http://www.who.int/health_financing/documents/cov-pb_e_05_2-cata_sys/en/

3. Global Health Expenditure Database. [Cited 2014 jan 25]. Available from: http://apps.who.int/nha/database/CompositionReportPage.aspx.

4. Goudge J, Russell S, Gilson L, Gumede T, Tollman S, Mills A. Illness-related impoverishment in rural South Africa: Why does social protection work for some households but not others? Journal of International Development 2009; 21(2): 231-251.

5. Iran, S.c.o., National Health Account. [Cited 2014 Feb 9]. Available from: Http:// www.amar.org.ir/Portals/4/files/hesab_salamat.pdf. [In Persian]

6. Newhouse JP. Cross national differences in health spending what do they mean? Journal of Health Economics 1987; 6(2): 159-162.

7. Gerdtham U, Søgaard J, Andersson F, Jönsson B .An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries. Journal of health economics 1992; 11(1): 63-84.

8. Hitiris T, Posnett J . The determinants and effects of health expenditure in developed countries. Journal of health economics 1992; 11(2): 173-181.

9. Gerdtham U, Jönsson B, MacFarlan M, Oxley H. The determinants of health expenditure in the OECD countries: a pooled data analysis, in Health. The Medical Profession, and Regulation 1998; 6: 113-134.

10. Okunade A, Karakus M, Okeke C. Determinants of health expenditure growth of the OECD countries: jackknife resampling plan estimates. Health Care Management Science 2004; 3(7): 173-183

11. Sen, A. Is health care a luxury? New evidence from OECD data. International Journal of Health Care Finance and Economics 2005; 5(2): 147-164.

12. Narayan P, Narayan S. Does environmental quality influence health expenditures? Empirical evidence from a panel of selected OECD countries. Ecological economics 2008; 65(2): 367-374.

13. Gbesemete KP, Gerdtham U. Determinants of health care expenditure in Africa: a cross-sectional study. World development 1992; 20(2): 303-308.

14. Okunade AA. Analysis and implications of the determinants of healthcare expenditure in

African countries. Health Care Management Science 2005; 8(4): 267-276.

15. Chou W.L. Explaining China's regional health expenditures using LM-type unit root tests. Journal of Health Economics 2007; 26(4): p. 682-698.

16. Vaghee y, Nik tinat S, mohtashami barzadran g. comparing the costs of inequalities in health households' provinces. Medicine University of Khorasan 2011; 3(4): 141-150. [In Persian]

17. Barati A, Ghaderi H, Dili H, The pattern of use of health services in the consumption basket of households in the province of kerman between 1375-1381. Payesh Journal, 2006; 5(2): 105-111.[In Persian]

18. You, X. Kobayashi Y. Determinants of out-of-pocket health expenditure in China. Applied health economics and health policy 2011; 9(1): 39-49.

19. Rubin R.M. Koelln K. Determinants of household out-of-pocket health expenditures. Social science quarterly 1993; 74(4): 721-735.

20. Parker S.W, Wong R. Household income and health care expenditures in Mexico. Health Policy 1997; 40(3): 237-255.

21. Hjortsberg C. Why do the sick not utilise health care? The case of Zambia. Health economics 2003; 12(9): 755-770.

22. Rous J.J, Hotchkiss D. Estimation of the determinants of household health care expenditures in Nepal with controls for endogenous illness and provider choice. Health Economics 2003; 12(6): 431-451.

23. Chaze J.P. Assessing household health expenditure with Box–Cox censoring models. Health economics 2005; 14(9): 893-907.

24. Su, T.T., Pokhrel S, Gbangou A, Flessa S .Determinants of household health expenditure on western institutional health care. The European Journal of Health Economics 2006; 7(3): 195-203.

25. Chaudhuri A, Roy K. Changes in out-of-pocket payments for healthcare in Vietnam and its impact on equity in payments, 1992–2002. Health Policy 2008; 88(1): 38-48.

26. Okunade A.A., Suraratdecha C, Benson D. Determinants of Thailand household healthcare expenditure: the relevance of permanent resources and other correlates. Health economics 2010; 19(3): 365-376.

27. Ghiyasvand H, Hadian M, Maleki M. Determinants of catastrophic health care expenditure in hospitalized patients associated with the University of medicine in Iran, 1387-1388. Hakim Research Journal 2010; 13(3): 145-154. [In Persian]

28. Mehrara M, Fazaeli A,Fazaeli A. Investigation equity in health financing costs of Iranian households Health Management, 2010; 13(40): 51-62. [In Persian]

29. O'Donnell O, Van Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M. Analyzing health equity using household survey data. A guide to techniques

and their implementation. World Bank Publications; 2008.

30. Meyer B.D, Sullivan J X. Measuring the well-being of the poor using income and consumption. Journal of Human Resources 2003; 38: 1180–220.

31. Xu K, Klavus J, Kawabata K, Evans D, Hanvoravongchai P, Ortiz J, et al. Household health system contributions and capacity to pay: definitional, empirical and technical challenges. Health Systems Performance Assessment: debates, methods and empiricism 2003; 533-542.

32. Wang H, Zhang L, Hsiao W, Ill health and its potential influence on household consumptions in rural China. Health Policy 2006; 78(2): 167-177.

33. Zhou Z, Yanfang S, Gao J, Xu L, Zhang Y.New estimates of elasticity of demand for healthcare in rural China. Health policy 2011; 103(2): 255-265.g

34. Jones, A.M., Health econometrics. Handbook of health economics. University of York, 2000;. 1(1): p. 265-344.

35. Gerdtham U.G. Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data. Health economics 1997; 6(3): 303-319.

36. Chi C., Lee J, Tsai Sh, Chen W. Out-of-pocket payment for medical care under Taiwan's National Health Insurance system. Health Economics 2008; 17(8): 961-975.

37. Cameron, A.C. and P.K. Trivedi. Microeconometrics using stata. Stata Press College Station; 2009.

38. Gerdtham U. Equity in health care utilization: further tests based on hurdle models and Swedish micro data. Health economics 1997; 6 (3): 303-319.

39. World Population Prospects: The 2012 Revision: The 2012 Revision. [Cited 2014 Jan 25]. Available from: http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/population.htm

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Effective determinants in Household Out of Packet Payments in Health System of Iran, Using Two Part Regression Model

Ahmadi A [1]/ Nikravan A [2] /Naseri A [3]/ Asari A [3]

Abstract

Introduction: Major part of health expenditure is paid directly by households in most of developing countries. This catastrophic expenditure is entailed on families. Assessing important determinants of Out Of Pocket Payment (OOP) is one of the key issues in health care finance.
Methods: This study uses Iranian household income expenditure in 2005-2010 annually provided by statistical center of Iran using a two part model for assessing these factors. This was a cross-sectional analytical study in which sampling was based on a multi-stage method. The sample size changed from 26882 to 38260 households.
Result: The results showed that out of Pocket payments up to 74% increased during this period. High income households paid 2.5 times more than low income groups while probability of utilization for them was 17% more. Confidence of insurance indicates insurance systems succeeded in reducing only 15% of household insure expenditure whereas the probability of using health services increased only by 2%. Social demographic variables such as the number of the elderly, household size and urbanization increased OOP by 20%, 23% and 54%, respectively.
Conclusion: During the study period, there was substantial inequality among different income groups. As if better off households had a higher chance of paying and using health care services . Moreover, the elderly, household dimension, urbanization and not having insurance coverage are the most important factors responsible for OOP. To reduce inequality, policy makers must provide the conditions to increase the role of social insurance in health finance and to make the services less expensive for the elderly.
Key words: Direct Health Payments, Effective Determinants, Two Part Model
Jel Classification: D_1, D_{63}, I_{18}

● **Received:** 09/Dec/2013 ● **Modified:** 17/Feb/2014 ● **Accepted:** 08/June/2014

1. Assistant Professor of Economics, Research Institute of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran. Corresponding Author, res.edu @ modares .ac.ir)
2. PhD Student of Health Economics, Department of Development and Economic Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran.
3. Assistant professor of Economics, Department of Development and Economic Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran