

## تخمین تابع تقاضای بیمه درمان مکمل، مطالعه موردی: شرکت سهامی بیمه ایران

تاریخ پذیرش: ۸۵/۱۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۱/۱۵

دکتر محمد هادیان<sup>۱</sup>

دکتر حسین قادری<sup>۲</sup>

مریم معینی<sup>۳</sup>

### چکیده

در این مقاله از داده‌های تابلویی (Panel Data) و الگوی اثرات تصادفی جهت تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه‌های درمان مکمل و برآورد کشش درآمدی آن از طریق مطالعه موردی شرکت سهامی بیمه ایران در ۲۴ استان منتخب، استفاده شده است.

نتایج دو آزمون هاسمن و ضریب لاگرانژ به ترتیب، سازگار بودن تخمین‌های مبتنی بر الگوی اثرات تصادفی و وجود اثرات تصادفی را تأیید می‌کند. طبق نتایج به دست آمده از برآورد تابع تقاضا بر اساس این الگوی دوره ۱۳۸۲-۱۳۷۵، مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تقاضای این بیمه‌نامه‌ها، درآمد سرانه، مخارج بهداشتی انتظاری و نرخ تورم مورد انتظار می‌باشد.

کشش درآمدی تقاضا در دو حالت نقطه‌ای و میانگین دوره به ترتیب ۰/۰۷ درصد و ۰/۰۸ درصد برآورد شده است و نشان می‌دهد که بیمه درمان مکمل کشش درآمدی بسیار کمی دارد. کشش مخارج بهداشتی انتظاری ۰/۲ درصد برآورد شده که کم کشش بودن تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت به این متغیر را تأیید می‌کند. کشش تقاضای این بیمه‌نامه‌ها نسبت به تورم انتظاری ۱/۸ درصد محاسبه شده و بنابراین، با کشش بودن تقاضا نسبت به متغیر فوق را دلالت می‌کند.

کلید واژه: بیمه درمان مکمل، کشش درآمدی تقاضا، تقاضای بیمه درمان، تکنیک Panel Data، الگوی اثرات تصادفی.

JEL: G22

### مقدمه

۱. استادیار گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی، دانشگاه علوم پزشکی ایران

۲. استادیار گروه اقتصاد بهداشت، دانشکده مدیریت و اطلاع‌رسانی، دانشگاه علوم پزشکی ایران

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت

مخارج مربوط به مراقبت‌های بهداشتی نامطمئن هستند. بسیاری از بیماری‌ها اغلب به صورت تصادفی و ناگهانی اتفاق می‌افتد و در هنگام بروز ممکن است تأمین هزینه‌های آن از عهده افراد و خانوارها خارج باشد، به گونه‌ای که بدون کمک‌های مالی، درمان امکان پذیر نگردد. هزینه‌های خدمات بهداشتی و درمانی به دلیل پیدایش روش‌های جدید تشخیصی و رشد تکنولوژی، تغییر الگوی بیماری‌ها، تغییر ساختار جمعیتی و افزایش متوسط سن جمعیت، افزایش یافته است. یکی از مهمترین منابع تأمین مالی این هزینه‌های روبه رشد بیمه‌های درمان است. بیشتر مردم در هنگام بیماری به صورت مستقیم فقط قسمتی از هزینه‌های مربوط به مراقبت‌های بهداشتی را می‌پردازند و در مقابل، مؤسسات بیمه دولتی یا خصوصی به صورت غیر مستقیم بخش عمده این هزینه‌ها را تقبل می‌کنند. در حقیقت بیمه ساز و کاری است که به افراد ریسک گریز اجازه می‌دهد که ریسک و عدم اطمینانی را که با آن مواجه هستند حذف کنند. مردم با خرید بیمه عدم اطمینان، یک زیان بزرگ یا مخارج عمده را با چشم‌انداز مطمئنی از یک حق بیمه معین جایگزین می‌کنند و به این ترتیب رفاه و بهزیستی خود را افزایش می‌دهند. مزایای بیمه درمان تنها محدود به اجتناب از ریسک مالی بیمارها نیست. بیمه‌های درمان این توانایی را دارند که درمان‌های پزشکی گران قیمت را با هزینه‌های اندک در اختیار بیماران قرار دهند. بعضی از این خدمات را از هیچ راه دیگری نمی‌توان تأمین مالی کرد (فولند، ۲۰۰۱).

بیمه‌های پایه معمولاً توسط مؤسسات دولتی ارائه می‌شود. پوشش‌های بیمه‌ای مکمل به صورت الحاقیه به پوشش بیمه‌ای پایه اضافه می‌شوند و از دو طریق پوشش بیمه‌ای پایه را کامل می‌کنند. آنها شکاف خدمتی را از طریق افزایش سطح پوشش بیمه‌ای و شکاف هزینه‌ای را از طریق گسترده کردن هزینه‌های تحت پوشش مرتفع می‌سازند.

در کشور ما بیمه‌های بازرگانی ارائه دهنده پوشش‌های بیمه مکمل هستند. شرکت سهامی بیمه ایران و دانا طی دوره مطالعه بیش از ۸۰ درصد بازار بیمه‌های درمان را در اختیار داشتند. شرکت سهامی بیمه ایران در سالهای اخیر بیش از ۵۰ درصد بازار بیمه‌های درمان را به خود اختصاص داده است. همچنین شرکت سهامی بیمه ایران دارای آمار و ارقام مدونی از متغیرهای مورد استفاده در مدل بود و به همین جهت در این تحقیق عوامل مؤثر در گسترش این شاخه بیمه‌ای در کشور با تمرکز بر شرکت سهامی بیمه ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد (گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، سالهای مختلف).

## ۱. بیمه‌های درمان تکمیلی در ایران

با وجود تلاش‌های انجام شده، نهادهای تأمین اجتماعی نتوانسته‌اند کل نیازهای درمانی خانواده‌های بیمه شده را تأمین کنند. پیش از انقلاب در میان شرکت‌های بیمه، شرکت بیمه امید در زمینه بیمه‌های درمان فعال بود. پس از انقلاب و از سال ۱۳۷۰ با تصویب شورای عالی بیمه، شرکت‌های بیمه بازرگانی فعالیت خود را در این رشته بیمه‌ها آغاز کردند. شناخته شده‌ترین نوع این خدمات بیمه‌ای، بیمه‌های درمان تکمیلی هستند که «بیمه مازاد هزینه‌های

بیمارستانی» نیز نامیده می‌شود. بنابراین شرکت‌های بیمه جایگزین سازمان تأمین اجتماعی یا سازمان‌های مشابه نیستند بلکه نقش مکمل این سازمانها را در ارائه پوشش‌های بیمه‌ای بر عهده گرفته‌اند.

شرکت‌های بیمه در ازای دریافت حق بیمه از هر نفر، پرداخت تا مبلغ معینی بابت هزینه‌های درمان شامل هزینه‌های دوران بستری شدن در بیمارستان، هزینه آمبولانس و سایر فوریت‌های پزشکی منجر به بستری شدن در بیمارستان را متعهد می‌شوند. در سال‌های اخیر شرکت‌های بیمه در ازای دریافت حق بیمه اضافی، محدوده این بیمه را تا حد جبران برخی از موارد درمان سرپایی گسترش داده‌اند.

بیمه‌های درمان مکمل به اشخاص گرد آمده در گروه، عرضه می‌شود و فروش انفرادی آن بسیار محدود است. این گروه دست کم باید شامل پنجاه نفر باشد. به همین دلیل این بیمه را بیمه درمان گروهی می‌نامند. گروه از نظر شرکت بیمه افرادی هستند که با هدفی بجز خریداری بیمه درمان یا هر بیمه دیگر تشکیل شده باشد (کریمی، آیت، ص ۲۱).

در حال حاضر ۴ شرکت بیمه‌ای ایران، دانا، البرز و آسیا در کنار بخش خصوصی، بازار بیمه درمان کشور را در اختیار دارند. شرکت سهامی بیمه ایران به تنهایی با در اختیار داشتن بیش از ۵۰ درصد بازار بیمه کشور به عنوان بزرگترین شرکت بیمه‌ای در داخل کشور به فعالیت ادامه می‌دهد. از سال ۱۳۷۹ این شرکت بیمه‌ای همچون سایر رشته‌ها، بخش عمده‌ای از بازار رشته درمان را در اختیار دارد. پیش از این بخش عمده بازار این رشته در اختیار بیمه دانا بود. در سال ۱۳۸۲ شرکت بیمه ایران با ۴۳/۲ درصد سهم از کل حق بیمه‌های رشته درمان همچنان بیشترین سهم بازار این رشته را دارا بوده است (گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، سالهای مختلف).

## ۲. مبانی تئوری تقاضای بیمه

اگر شخصی ریسک‌گریز باشد حاضر است مبلغی بپردازد تا از ریسک‌هایی یابد. اصولاً علت وجود بیمه مسأله ریسک و عدم اطمینان است<sup>۱</sup> (لیارد و والتر، ۱۳۸۳). مدل تقاضای فرد برای بیمه، بر اساس حداکثر سازی مطلوبیت مورد انتظار بنا شده است. فردی را در نظر بگیرید با درآمد اولیه  $M$  که با احتمال  $P$  مواجه با خطر زیان مالی  $L$  (به عنوان مثال در صورت بیماری) مواجه می‌باشد ( $L < M$ ). مطلوبیت مورد انتظار از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$U_0 = PU(M - L) + (1 - P)U(M) \quad (1-2)$$

۱. در اقتصاد "ریسک" و "عدم اطمینان" تفاوت دارند. در وضعیت ریسک ما هر پیشامد را به همراه احتمال وقوع آن در اختیار داریم. اما در حالت عدم اطمینان اطلاعات ما در مورد آینده ناچیز است. در اینجا ما وضعیت ریسک را بررسی می‌کنیم.

همان طور که بیان شد این فرد دو انتخاب دارد: ۱- قرارداد بیمه‌ای با حق بیمه  $h$  را خریداری نماید و در صورت وقوع زیان، خسارت دریافت کند؛ مثلاً در زمان وقوع بیماری، هزینه خدمات درمانی را دریافت کند. ۲- اقدام به خرید بیمه ننماید و در صورت وقوع خسارت، شخصاً تمام زیان را متقبل گردد.

جهت سادگی بحث فرض می‌شود قرارداد بیمه به طور کامل تمام زیان (بیماری) را پوشش می‌دهد و تنها این قرارداد وجود دارد؛ یا به عبارتی تقاضای بیمه یک تقاضای "همه و هیچ" است. چنانچه فرد حالت اول یعنی خرید قرارداد را انتخاب نماید، تابع مطلوبیت مورد انتظار وی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$U_1 = PU(M - h) + (1 - P)U(M - h) = U(M - h) \quad (2-2)$$

برای فردی که حداکثر کننده مطلوبیت مورد انتظار است و قصد بیمه کردن درآمد خود را دارد، مطلوبیت مورد انتظار در رابطه (۲-۲) نبایستی از مطلوبیت مورد انتظار  $U_0$  در رابطه (۱-۲) کمتر باشد. واضح است، مطلوبیتی را که فرد از بیمه کردن درآمد خود کسب می‌کند به ازای افزایش حق بیمه پرداختی  $h$  کاهش می‌یابد. بنابراین داریم:

$$\frac{dU_i}{d(h)} = U'(M - h) < 0 \quad (3-2)$$

که در آن مطلوبیت نهایی درآمد  $[U'(0)]$  مثبت است. بنابراین حداکثر حق بیمه‌ای که فرد حاضر به پرداخت آن است ( $h^*$ ) از رابطه (۲-۴) به دست می‌آید:

$$U(M - h^*) = [PU(M - h) + (1 - P)U(M)] \quad (4-2)$$

این معادله به ما می‌گوید که مطلوبیت حاصل از بیمه کامل و یا به عبارتی مطلوبیت از بین بردن عدم اطمینان در درآمد برابر با میانگین وزنی مطلوبیت حاصل از کل درآمد و مطلوبیت حاصل از درآمد خالص پس از زیان مالی (ناشی از بیماری) است. لذا می‌توان استنباط کرد که مطلوبیت مورد انتظار فرد بیمه شده کمتر از مطلوبیت فردی است که بیمه نشده و حادثه (بیماری) نیز برایش رخ نداده است و بیش از مطلوبیت فردی است که بیمه نشده است ولی حادثه (بیماری) برای وی رخ داده است. لذا داریم:

$$U(M - L) < U(M - h^*) < U(M) \quad (5-2)$$

چون مطلوبیت مورد انتظار بنا به تعریف میانگین وزنی مطلوبیت فرد در حالت وقوع خطر و مطلوبیت وی در حالت عدم وقوع خطر است، بنابراین بایستی  $h^* < L$  باشد. از طرفی ما رفتار فرد را شبیه رفتار یک فرد ریسک‌گریز در نظر گرفتیم؛ بنابراین  $U''(0) < 0$  خواهد بود. با عمل دیفرانسیل‌گیری از رابطه (۲) به نتیجه ذیل خواهیم رسید:

$$\frac{d(h^*)}{d(P)} = \frac{U(M-L) - U(M)}{-U'(M-h^*)} > 0 \quad (۶-۲)$$

در عبارت بالا مخرج بنا به رابطه (۲-۳) منفی می‌باشد؛ بنابراین حاصل کسر عدد مثبتی خواهد بود. عبارت فوق بیان می‌کند که با افزایش احتمال وقوع خطر، حق بیمه‌ای که فرد حاضر به پرداخت آن است افزایش می‌یابد. به تحقیق می‌توان نتیجه مشابهی برای درک رابطه بین بزرگی زیان مالی ناشی از وقوع خطر و حق بیمه‌ای که فرد حاضر به پرداخت آن است به دست آورد:

$$\frac{d(h^*)}{d(L)} = \frac{PU'(M-L)}{U'(M-h^*)} \quad (۷-۲)$$

یعنی حداکثر حق بیمه‌ای که یک حداکثرکننده مطلوبیت مورد انتظار برای یک پوشش کامل بیمه حاضر به پرداخت آن است، با افزایش احتمال خطر (بیماری) و حجم خسارت وارده، افزایش می‌یابد و یا به عبارتی تقاضا برای بیمه با افزایش احتمال خطر (بیماری) و بزرگی زیان مالی (میزان مخارج بهداشتی در صورت وقوع بیماری) افزایش می‌یابد (سی جی، مک کنا، ۱۳۷۲).

### ۳. مروری بر پژوهش‌های انجام شده

در زمینه عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه از جمله بیمه‌های درمان مطالعات گوناگونی در داخل و خارج کشور انجام شده است که بعضی از آنها راهنمای این تحقیق قرار گرفته است. مت<sup>۱</sup> و کلین<sup>۲</sup> (۲۰۰۳) تقاضا برای طرح‌های دارویی مکمل را در سالمندان عضو بیمه مدیکیر<sup>۳</sup> بررسی کردند. مدل لجیت تخمین زده شده نشان داد که بین احتمال عضویت سالمندان در طرح‌های دارویی مکمل و درآمد سالانه آنها ارتباط معنی داری وجود ندارد، اما افزایش مخارج دارویی سالمندان در ۳۰ ماه گذشته و افزایش داروهای استفاده شده توسط آنها طی این دوره احتمال عضویت در طرح دارویی مکمل را افزایش می‌دهد. همچنین داشتن حداقل ۴ بیماری مزمن احتمال "تمایل زیاد" افراد را برای انتخاب این بیمه‌نامه‌ها دو برابر افزایش می‌دهد. بنابراین وضعیت سلامتی سالمندان هم بر تقاضای بیمه‌های مکمل توسط آنها مؤثر است.

کاستا<sup>۴</sup> و ویلاتا<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) تقاضای بیمه‌های خصوصی را در اسپانیا به عنوان جانشینی برای خدمات سیستم بهداشتی ملی مورد بررسی قرار دادند. تخمین تابع براساس مدل‌های

1. Mott
2. Cline
3. Medicare
4. Costa
5. Vilalta

پروبیست نشان داد که بیمه‌های درمان خصوصی کثتش درآمدي پایینی دارند، در مقابل احتمال تقاضاي خدمات بهداشتي ملي نسبت به درآمد، بي کثتش است؛ زیرا اصولاً هدف سیستم بهداشت ملي ارائه خدمات برابر در ازاي نیازهاي برابر است و بنابراین تحت تأثیر درآمد خانوارها قرار نمی‌گیرد.

کاولي<sup>1</sup> و سیمون<sup>2</sup> (۲۰۰۳) در مقاله‌اي ارتباط تقاضاي انواع پوشش‌هاي بیمه درمان از جمله بیمه مبتني بر کارفرما را با متغیرهاي کلان اقتصادي مطالعه کردند. فرض اوليه در این مقاله آن بود که وضعیت کلان اقتصادي از طریق دو متغیر نرخ بیکاري و درآمد سرانه وارد مدل می‌شود. تخمین تابع براساس مدل‌هاي لجيت و به کمک تکنیک Panel Data صورت گرفت و این نتایج به‌دست آمد:

در مردان احتمال تقاضاي پوشش بیمه‌اي درمان به طور کلي نسبت به نرخ بیکاري و درآمد سرانه به ترتیب داراي کثتش ۰/۷- و ۰/۵ درصد می‌باشد اما پوشش‌هاي بیمه‌هاي مبتني بر کارفرما در مردان کثتش پذیرتر است. در زنان و کودکان احتمال تقاضاي بیمه درمان نسبت به هر دو متغیر بي کثتش است، ولي در زنان کثتش احتمال تقاضاي بیمه‌هاي مبتني بر کارفرما نسبت به درآمد برابر با ۰/۷ درصد است.

رویالتي<sup>3</sup> و هاگنز<sup>4</sup> (۲۰۰۵) در مقاله‌اي تأثیر حق بیمه و درآمد را بر تقاضاي انواع بیمه‌هاي مکمل با استفاده از مدل‌هاي پروبیست مورد تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که کثتش درآمدي که براساس ضریب متغیر دستمزد کارگر به‌دست آمده است در مورد بیمه‌هاي درمانی پایه معني‌دار نیست. در مورد سایر مزایاي بیمه‌اي شامل خدمات دندانپزشكي، چشم پزشکی و مراقبت‌هاي بلند مدت کثتش قیمتي به ترتیب برابر با ۰/۱۶۷- ، ۰/۲۶۷- و ۰/۴۶۸- درصد محاسبه شده است که در هر مورد از کثتش درآمدي بیشتر می‌باشد.

فتحي زاده (۱۳۷۶) برای مطالعه تقاضا برای بیمه‌هاي اشخاص از جمله بیمه‌هاي درمان از دو روش استنباط آماری و تحلیل رگرسیون استفاده کرد. در مرحله اول ارتباط تقاضاي بیمه اشخاص و درآمد ماهانه از طریق استنباط آماری بررسی شد. نتیجه آزمون  $\chi^2$  (کاي دو) نشان داد که ارتباط معني‌داری بین تقاضاي بیمه اشخاص و درآمد ماهانه وجود دارد. در مرحله دوم تأثیر متغیرهاي کلان اقتصادي از جمله درآمد سرانه ناخالص داخلي و نرخ تورم (شاخص هزینه زندگی)  $(CPI)$  به عنوان مناسب‌ترین انعکاس دهنده نرخ تورم در اقتصاد انتخاب شد) بر تقاضاي این بیمه‌نامه‌ها از طریق روش‌هاي اقتصادسنجي بررسی شد. تخمین مدل خطي ارائه شده نشان داد که کثتش درآمدي تقاضاي بیمه‌هاي اشخاص معادل ۰/۲۶

1. Cawley

2. Simon

3. Royalty

4. Hagens

درصد می‌باشد، همچنین تقاضای بیمه‌های اشخاص نسبت به نرخ تورم شدیداً کاهش پذیر است و با افزایش نرخ تورم، تقاضای افراد برای بیمه اشخاص شدیداً کاهش می‌یابد. پورپرتوی (۱۳۸۲) در مطالعه خود تابع تقاضای بیمه عمر را برآورد نمود. این مطالعه نشان داد که مهمترین عوامل تعیین کننده تقاضای بیمه عمر در ایران، درآمد، میزان تحصیلات، بار تکفل و تورم انتظاری می‌باشد. طبق نتایج به‌دست آمده، کاهش تقاضای بیمه عمر نسبت به درآمد و تورم انتظاری به ترتیب ۰/۴۱ و ۰/۲۲- درصد است که کم‌کاهش بودن تقاضای بیمه عمر نسبت به متغیرهای مذکور را نشان می‌دهد. در مقابل بیمه عمر نسبت به دو متغیر دیگر کاهش پذیر می‌باشد.

#### ۴. معرفی مدل

##### ۴-۱) مدل‌های رگرسیون با داده‌های ترکیبی (Panel Data)

داده‌های آماری به سه دسته داده‌های سری زمانی، داده‌های مقطعی و داده‌های ترکیبی تقسیم می‌شوند. در داده‌های ترکیبی واحدهای مقطعی یکسان طی زمان مورد بررسی قرار می‌گیرند. از مزایای استفاده از داده‌های Panel Data می‌توان به افزایش حجم نمونه، کاهش هم خطی، افزایش کارایی، کاهش تورش تخمین، محدود شدن ناهمسانی واریانس و امکان پذیری تفکیک اثرات اقتصادی و... اشاره کرد (هشیو، ۲۰۰۳).

در مدل‌های Panel Data بعضی از متغیرها بین واحدهای مقطعی و یا طی زمان تغییر می‌کنند. برای لحاظ کردن این تفاوت‌ها از دو الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌شود.

در الگوی  $FEM^1$  فرض بر آن است که تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله ثابت ظاهر شود. در الگوی  $REM^2$  فرض می‌شود تفاوت میان واحدها می‌تواند در جمله اختلال ظاهر شود<sup>۳</sup> (گرین، ۲۰۰۳).

##### ۴-۲) ارائه الگوی تحلیلی تقاضای بیمه درمان مکمل

در علم اقتصاد یکی از مهم‌ترین روش‌های مورد استفاده در تحلیل تقاضا روش‌های اقتصادسنجی است که به صورت تک معادله‌ای و سیستم معادلات مورد استفاده قرار می‌گیرد. توابع سیستمی تقاضا عمدتاً از تابع مطلوبیت خاصی استخراج می‌شوند. انتخاب مناسب فرم تابع مطلوبیت و استخراج تابع تقاضا از روی آن مشکلات و پیچیدگی‌های خاص دارد؛ اما بسیاری از روابط اقتصادی به وسیله مدل‌های تک معادله‌ای قابل تبیین هستند. این مدل‌ها تنها حاوی یک

1. Fixed Effects Model

2. Random Effects Model

۳. برای کسب اطلاعات بیشتر به منبع زیر مراجعه کنید:

Green, William. (1997) H. Econometric analysis 3 rd ed. New Jersey: Prentice Hall.

معادله با یک متغیر وابسته و مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی می‌باشند که غیر تصادفی<sup>۱</sup> هستند یا حداقل در صورت تصادفی بودن دارای توزیع مستقل از اجزاء اخلاص تصادفی می‌باشند. در این مدل‌ها تأکید بر تخمین و پیش بینی مقدار متوسط  $Y$  به شرط مقادیر ثابت  $X$  می‌باشد. بنابراین رابطه علی در این مدل‌ها از  $X$ ها به طرف  $Y$ ها جریان دارد (ابریشمی، ص ۱۰).

در این مقاله جهت برآورد تابع تقاضای بیمه درمان مکمل از تک معادلات تقاضا استفاده شده است. مدل مورد بررسی همچنان که شرح داده شد از نوع مدل‌های مبتنی بر اطلاعات Panel Data و براساس الگوی خطای ترکیبی (ECM)<sup>۲</sup> می‌باشد. واحدهای مقطعی شامل ۲۴ استان منتخب کشور می‌باشد که اطلاعات مربوط به آنها در طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۸۲ جمع آوری شده است. چهار استان مازنداران، گلستان، قزوین و زنجان حذف شده‌اند. آمار مورد نیاز بعضی از استان‌های منتخب در تعدادی از سال‌های مورد بررسی در دسترس نبود؛ در نتیجه پانل مورد استفاده در این مقاله یک پانل نامتوازن می‌باشد.

با در نظر گرفتن موارد ذکر شده در سابقه تحقیق، تقاضا برای بیمه درمان مکمل تحت تأثیر متغیرهای متعدد کمی و کیفی قرار دارد. در این مقاله به دلیل عدم دسترسی به آمار مناسب بسیاری از متغیرها از جمله متغیرهای کیفی از مدل کنار گذاشته شدند<sup>۳</sup> و تقاضا برای بیمه درمان مکمل تابعی از درآمد سرانه، مخارج بهداشتی مورد انتظار و نرخ تورم مورد انتظار در نظر گرفته شد. با انتخاب متغیرهای مهم و موثر بر تقاضای بیمه درمان، شکل کلی این تابع به صورت زیر است:

$$HIP = f [DPI, HEXP(-1), INF(-1)]$$

بر اساس تابع ذکر شده برای تحلیل و بررسی، سه مدل خطی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$HIP = \alpha + B_1DPI + B_2HEXP(-1) + B_3INF(-1) + \varepsilon_{it} \quad (۱-۴)$$

$$HIP = \alpha_i + B_1DPI + B_2HEXP(-1) + B_3INF(-1) + \varepsilon_{it}, \alpha_i = \alpha + \mu_i \quad (۲-۴)$$

$$HIP = \alpha + B_1DPI + B_2HEXP(-1) + B_3INF(-1) + w_{it}, w_{it} = u_i + \varepsilon_{it} \quad (۳-۴)$$

در مدل (۱-۴) کلیه مشاهدات ترکیب (pooled) شده‌اند. مدل (۲-۴) مبتنی بر الگوی اثرات ثابت و مدل (۳-۴) مبتنی بر الگوی اثرات تصادفی است.

## 1. Nonstochastic

## 2. Error Component Model

۳. تعداد دیگری از متغیرها در مدل لحاظ گردید اما به دلیل معنی‌دار نبودن کنار گذاشته شد.



HIP = حق بیمه درمان مکمل سرانه واقعی توسط شرکت سهامی بیمه ایران به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ (این متغیر از تقسیم کل حق بیمه‌های دریافتی بیمه‌نامه‌های مکمل توسط شرکت سهامی بیمه ایران در هر استان بر جمعیت استان به دست آمده است)؛

DPI = درآمد سرانه واقعی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶؛

(-1)HEXP = مخارج بهداشتی سرانه واقعی مورد انتظار به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶) برای این متغیر مقدار متغیر در دوره قبل به عنوان مقدار مورد انتظار در نظر گرفته شده است)؛

(-1)INF = نرخ تورم مورد انتظار (نرخ تورم مورد انتظار نیز تورم دوره قبل در نظر گرفته شده است).

### ۳-۴. آزمون هاسمن<sup>۱</sup>

بعضی از متخصصان اقتصاد سنجی از جمله ماندلاک<sup>۲</sup> (۱۹۷۸) معتقدند که اثرات فردی را همواره باید تصادفی لحاظ کرد. در الگوی ECM بار متغیرهای حذف شده روی جمله اختلال قرار می‌گیرند؛ اما این مشروط بر آن است که بین رگرسورها و مؤلفه خطای مقطعی همبستگی وجود نداشته باشد. آزمون هاسمن وجود این همبستگی را بررسی می‌کند. این آزمون مبتنی بر این فرض اولیه است که در صورت وجود همبستگی تخمین‌های FEM سازگار و ECM ناسازگار است و این همواره یکی از مشکلات الگوی ECM است. بنابراین در صورت وجود همبستگی چاره‌ای جز استفاده از الگوی FEM نیست.

$$H_0: E(u_i X_{it}) = 0$$

$$H_1: E(u_i X_{it}) \neq 0$$

تحت فرض  $H_0$ ، آزمون هاسمن مبتنی بر معیار والد به صورت زیر به دست می‌آید:

$$W = X_{(k)}' \hat{q} [\text{var}(\hat{q})]^{-1} \hat{q}$$

$$\hat{q} = \hat{B}_{FE} - \hat{B}_{RE}$$

$$\text{var}(\hat{q}) = \text{var}(\hat{B}_{FE}) - \text{var}(\hat{B}_{RE})$$

برای انجام آزمون بردار ضرایب و ماتریس واریانس کواریانس ضرایب دو مدل (۴-۱) و (۴-۲) توسط نرم افزار Eviews4 برآورد شده و سپس عملیات روی ماتریس‌ها توسط نرم افزار MATLAB<sup>۳</sup> انجام گرفته که آماره  $W = ۰/۰۶۹۹$  به دست آمده است. آماره محاسباتی از مقدار  $\chi^2$  جدول با درجه آزادی ۳ در کلیه سطوح معنی داری کوچکتر است؛ در نتیجه

#### 1. Hausman Test

#### 2. Mundlak

۱. MATLAB 6.۰ یک نرم افزار پیشرفته برای انجام عملیات و محاسبات ریاضی می‌باشد.

فرض  $H_1$  رد و عدم وجود همبستگی تأیید می‌شود که به این مفهوم است که مدل ECM برآوردهای سازگاری به دست می‌دهد (جانستون و دیناردو، ۱۹۹۷، ص ۳۵).

#### ۴-۴. آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۱</sup>

برای بررسی اثرات تصادفی، بروش<sup>۲</sup> و پاگان<sup>۳</sup> (۱۹۸۰) یک آزمون ضریب لاگرانژ طراحی کردند که مبتنی بر جملات اختلال مدل ترکیبی (Pooled) می‌باشد. فرض صفر و یک به صورت زیر انتخاب می‌شود:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0, \quad \text{corr}[w_{it} w_{is}] = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$$

مطابق فرض صفر اثرات تصادفی وجود ندارد؛ بنابراین با ترکیب تمامی مشاهدات مقطعی و سری زمانی می‌توان رگرسیون را برازش کرد. آماره آزمون عبارت است از:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n \left[ \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}}{T} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right] = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n (T \bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} \right]$$

اگر  $D$  ماتریس متغیرهای مجازی الگوی FEM و  $e$  بردار جملات اختلال مدل ترکیبی (pooled) باشد، آماره LM به صورت خلاصه شده و به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{e' D D' e - 1}{e' e} \right]^2$$

تحت فرض صفر LM دارای توزیع  $\chi^2$  (کای دو) با درجه آزادی یک می‌باشد. برای محاسبه این آماره عملیات محاسباتی در نرم افزار MATLAB6 انجام گرفته و مقدار آماره LM معادل ۳۷۰/۵۳ به دست آمده است. مقدار آماره  $\chi^2$  با درجه آزادی یک در سطوح معنی داری ۱ درصد و ۵ درصد به ترتیب برابر با ۶/۶۳۵ و ۳/۸۴۲ می‌باشد. در نتیجه در هیچ کدام از سطوح معنی داری نمی‌توان  $H_1$  را رد کرد و فرض  $\sigma_u^2 = 0$  تأیید نمی‌گردد. به عبارت دیگر اثرات تصادفی وجود دارد و مدل‌های (۱-۵) و (۳-۵) متفاوت هستند (جانسون و دیناردو، ۱۹۹۷، ص ۳۸).

#### 1. Lagrange Multiplier Test

#### 2. Breusch

#### 3. Pagan

### ۵. نتایج برآزش مدل

با توجه به نتایج به دست آمده از دو آزمون هاسمن و ضریب لاگرانژ، مدل مناسب، مدل شماره (۳-۴) مبتنی بر الگوی اثرات تصادفی می باشد. نتایج مدل برآورد شده به صورت زیر می باشد.

متغیر	$\alpha$	DPI	(HEXP(-1	(INF(-1
ضریب	-۱۳۳۵/۹۰۳	$2/35 \times 10^5$	۰/۰۰۲۳۵۹	۱۶۶۱/۷۴۹
آماره t استیودنت	-۴/۹۴	۱/۸۸	۱/۹۳	۸/۷۶
=D-W ۱/۲۲	$\bar{R}^2 = ۰/۶۷$			

استان	تهران	مرکزی	گیلان	آذربایجان شرقی	آذربایجان غربی	کرمانشاه	خوزستان	فارس	کرمان
اثرات تصادفی	-۲۳۸۳/۱۱۶	۷۲۵/۷۸۶۸	۲۸۴/۱۱۶۹	-۲۵۱/۵۰۳۳	-۲۵۹/۱۹۹۱	-۵۸۳/۲۰۷۸	۱۰۱۱/۲۴۹	-۲۷۶/۸۶۹۸	-۷۷۲/۷۰۰۶

خراسان	اصفهان	سیستان	کردستان	همدان	بختیاری	لرستان	ایلام	کهکویه	بوشهر
-۱۱۸/۰۶۴۱	-۱۵۵/۵۵۹۰	-۶۴۴/۳۹۵۹	-۴۷۵/۶۲۷۱	-۴۳۸/۵۳۱	-۴۱۵/۴۱۴۵	-۲۹۹/۹۹۷۴	۱۹۳/۴۸۲۴	-۷۶۳/۳۵۰	۹۴۴/۷۳۳۷

سمنان	یزد	هرمزگان	اردبیل	قم
۴۸۴/۵۳۰۳	۴۰۰/۷۲۴۶	۷۲۱/۹۸۳۶	-۱۱۰/۸۱۹۶	-۸۶۰/۹۸۴

بر اساس جدول و آماره t به دست آمده، ضرایب دو متغیر درآمد سرانه و مخارج بهداشتی مورد انتظار در سطح ۹۰ درصد اطمینان و ضریب عرض از مبدأ مشترک و تورم انتظاری حتی در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنی دار و مخالف صفر می باشند. برای آزمون معنی داری کل رگرسیون از آزمون والد<sup>۱</sup> استفاده شده است. در آزمون والد آماره F و  $\chi^2$  به ترتیب برابر با ۴۸/۴ و ۱۴۵/۳ است. در سطح معنی داری یک درصد مقدار آماره  $F_{(3,169)}$  و  $\chi^2_{(3)}$  جدول به ترتیب برابر با ۲/۶۵ و ۱۱/۳۴ می باشد. بنابراین مطابق هر دو آماره، فرض  $H_1$  مبنی بر غیر صفر بودن حداقل یکی از ضرایب را نمی توان رد کرد. بنابراین متغیرهای الگو

#### 1. Wald test

به طور مشترک در توضیح علت تغییرات متغیر وابسته (بیمه درمان مکمل) نقش بسزایی دارند و رگرسیون کلی معنی دار است.

$\bar{R}^2$  که از رگرسیون GLS تبدیل یافته به دست می آید برابر  $0/67$  می باشد که نشان می دهد مدل برازش نسبتاً خوبی دارد. مقدار آماره دوربین واتسون  $1/22 = D-W$  می باشد. با توجه به آن که  $d_1 = 1/61$  و  $d_u = 1/74$ ، دوربین واتسون محاسباتی (که از  $d_1$  و  $d_u$  کمتر می باشد) نشان دهنده وجود همبستگی پیاپی مثبت جملات اختلال است؛ اما به دلیل وجود مشاهدات مفقود این آماره از اعتبار کافی برخوردار نیست و نمی توان با استناد به دوربین واتسون وجود همبستگی پیاپی را تأیید کرد.

در مدل برآورد شده، مقدار عرض از مبدأ مشترک برابر با  $1335/903$  - می باشد که برابر با میانگین تمام عرض از مبدأهای مقطعی ( $\alpha_i = \alpha + u_i$ ) می باشد. جزء خطای  $u_i$  انحراف (تصادفی) عرض از مبدأهای مقطعی را از این میانگین نشان می دهد. مقدار تأثیر تصادفی استان های مختلف نشان می دهد که همگی آنها با مقدار عرض از مبدأ مشترک تفاوت زیادی دارند. بنابراین تعدادی از متغیرهای حذف شده وجود دارد که بین استان های مختلف متفاوتند. بیشترین انحراف تصادفی مثبت از عرض از مبدأ مشترک مربوط به استان تهران و بیشترین انحراف تصادفی منفی مربوط به استان قم می باشد؛ در مقابل کمترین انحراف تصادفی مثبت و منفی از عرض از مبدأ مشترک به ترتیب مربوط به استان های ایلام و اردبیل می باشد.

ضریب درآمد سرانه برابر  $2/35 \times 10^5$  می باشد که دارای علامت مورد انتظار بوده و گویای این مطلب است که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها به ازای هر ریال افزایش (کاهش) در درآمد سرانه، متوسط تقاضای بیمه به اندازه  $2/35 \times 10^5$  ریال افزایش (کاهش) می یابد.

با در نظر گرفتن ضریب درآمد، کشش های درآمدی نقطه های و میانگین دوره محاسبه می شود. کشش درآمدی نقطه های از رابطه زیر استخراج می شود:

$$\eta_{HI.M(1382)} = \frac{\partial HI}{\partial M} \cdot \frac{M(1382)}{HI(1382)} = B_1 \cdot \frac{M_{1382}}{HI_{1382}}$$

کشش میانگین دوره برای تقاضای بیمه درمان مکمل نیز از رابطه زیر به دست می آید.

$$\eta_{HI.M(1382-1375)} = \frac{\partial HI}{\partial M} \cdot \frac{(M_{1375} + M_{1382})/2}{(HI_{1375} + HI_{1382})/2} = B_1 \cdot \frac{M_{1375} + M_{1382}}{HI_{1375} + HI_{1382}}$$

جدول شماره (۳-۴): کشش های نقطه های تقاضای بیمه درمان مکمل

۰/۰۷ درصد	کشش نقطه های سال ۱۳۸۲
۰/۰۸ درصد	کشش میانگین دوره (۱۳۷۵-۱۳۸۲)

#### 1. Durbin – Watson Test

استفاده از کتشی‌های میانگین دوره برای تحلیل بیشتر توصیه می‌شود. نتایج به‌دست آمده حکایت از کتشی درآمدی بسیار پایین تقاضای بیمه درمان مکمل دارد. به نظر می‌رسد که شرکت‌های بیمه از جمله شرکت سهامی بیمه ایران باید از طریق افزایش آگاهی، تبلیغات، آموزش و متنوع کردن روش‌های فروش بیمه درمان و افزایش امکان دسترسی افراد به ارائه دهندگان خدمات بیمه‌ای، کتشی درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل را افزایش دهند.

ضریب متغیر مخارج بهداشتی انتظاری معادل  $0/002359$  برآورد شده که دارای علامت مورد انتظار می‌باشد، و گویای این است که به ازای هر یک ریال افزایش (کاهش) در مخارج بهداشتی، به شرط ثابت بودن سایر شرایط، تقاضای بیمه به طور متوسط  $0/002359$  ریال افزایش (کاهش) می‌یابد. با توجه به این ضریب، کتشی تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت به این متغیر برابر  $0/2$  درصد می‌باشد که به مفهوم کم کتشی بودن تقاضا نسبت به مخارج بهداشتی انتظاری است.

در مدل تخمینی، ضریب متغیر تورم انتظاری  $1661/749$  به‌دست آمده که بر وجود رابطه مستقیم بین تقاضای بیمه درمان و تورم انتظاری دلالت دارد. در کارهای تجربی انجام شده از جمله توسط «براون<sup>۱</sup> و کیم<sup>۲</sup>» و پورپرتوی رابطه معکوس بین تقاضا برای برخی شاخه‌های بیمه‌های اشخاص از جمله بیمه عمر تأیید شده است. ساختار بیمه درمان با بیمه عمر متفاوت است؛ بیمه‌های عمر غالباً نوعی پس‌انداز قطعی برای آینده است، به عبارتی در ازای پرداخت یک حق بیمه معین توسط بیمه‌گذار، بیمه شده در آینده از یک دریافتی قطعی برخوردار خواهد بود که با افزایش نرخ تورم، ارزش حال آن کاهش می‌یابد. بنابراین با افزایش نرخ تورم ممکن است افراد شیوه‌های دیگری را برای پس‌انداز انتخاب کنند. اما علت تقاضای بیمه‌های درمان، نگرانی افراد در مورد مخارج سنگین و احتمالی (غیر قطعی) درمانی در صورت وقوع بیماری است. با افزایش نرخ تورم انتظاری نگرانی افراد در مورد افزایش هزینه‌های درمانی بیشتر شده و شخص ریسک‌گریز تقاضای خود را برای بیمه درمان افزایش می‌دهد.

کتشی تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت به تورم انتظاری  $1/8$  درصد می‌باشد و بدین مفهوم است که اگر نرخ تورم انتظاری یک درصد افزایش (کاهش) یابد، تقاضای بیمه به طور متوسط  $1/8$  درصد افزایش (کاهش) می‌یابد و بنابراین تقاضای بیمه نسبت به متغیر ذکر شده کتشی پذیر است. در کشور ما این متغیر نسبت به متغیرهای درآمد سرانه و مخارج بهداشتی انتظاری، بیشتر ریسک‌گریزی افراد جامعه را افزایش می‌دهد.

1. Brown

2. Kim

## ۶. نتیجه گیری و ارائه راهکارهایی برای گسترش بازار بیمه‌های درمان تکمیلی

در کشور ما به دلایلی مانند نوپا بودن رشته بیمه درمان مکمل، نرخ نامناسب تعرفه‌های بیمه‌ای، چند نرخي بودن خدمات درمانی بخصوص در مراکز خصوصی، غیر رقابتی بودن بازار درمان و مشکل کنترل هزینه‌ها، این شاخه بیمه‌ای گسترش پیدا نکرده است. جهت ارائه راهکارهایی برای توسعه بیمه درمان مکمل در این مقاله با توجه ویژه به شرکت سهامی بیمه ایران، عوامل مؤثر بر تقاضای این بیمه‌نامه‌ها بررسی شد. مدل مورد بررسی از نوع مدل‌های مبتنی بر اطلاعات Panel Data و الگوی ECM می‌باشد. در مدل برآورد شده، کشش درآمدی میانگین دوره و نقطه‌ای تقاضا کمتر از یک می‌باشد. کشش مخارج بهداشتی این بیمه‌نامه‌ها هم کمتر از یک محاسبه شد اما نتایج تخمین نشان می‌دهد تقاضای بیمه درمان مکمل نسبت به تورم انتظاری کشش پذیر می‌باشد.

برای گسترش بازار بیمه‌های درمانی تکمیلی راهکارهای زیر توصیه می‌شود:

۱- با توجه به آن که کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان کوچکتر از یک است، به نظر می‌رسد شرکت‌های بیمه از جمله شرکت سهامی بیمه ایران باید با افزایش آگاهی عمومی از طریق تبلیغات و آموزش، متنوع کردن روش‌های فروش بیمه درمان و ارائه تسهیلات به بیمه شدگان و افزایش امکان دسترسی آنها به ارائه دهندگان خدمات بیمه‌ای، کشش درآمدی تقاضای بیمه درمان مکمل را افزایش دهند. همچنین شرکت‌های بیمه باید پوشش‌های بیمه‌ای خود را با نیاز مشتریان و میزان درآمد آنها هماهنگ سازند.

۲- با توجه به آنکه انحراف تصادفی از عرض از مبدأ مشترک در استان‌های مختلف، تفاوت نسبتاً آشکاری دارد، بنابراین برای گسترش تقاضای بیمه‌های درمان باید ویژگی‌های خاص اقتصادی، فرهنگی، اجتماعی و ... در هر استان مورد توجه قرار گیرد.

۳- رسانه‌های مختلف از جمله رادیو و تلویزیون باید با معرفی این بیمه‌نامه‌ها و فواید آن برای جامعه، فرهنگ بیمه را در میان مردم اشاعه دهند تا بدین ترتیب ضمن گسترش این رشته بیمه‌ای در صنعت بیمه کشور، رفاه بیشتری برای افراد اجتماع فراهم گردد.

## فهرست منابع

۱. ابریشمی، حمید (۱۳۷۰) اقتصاد سنجی کاربردی؛ تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و مالی، چاپ اول.
۲. اداره بررسیهای آماری بیمه مرکزی ایران، گزارش آماری عملکرد صنعت بیمه کشور، سالهای مختلف.
۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، اداره حسابهای اقتصادی، سالهای مختلف.
۴. پورپرتوی، میرطاهر (۱۳۸۲) تخمین تابع تقاضای بیمه عمر و پیش بینی آن؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
۵. زارع، حسین (۱۳۸۱) معرفی اجمالی بیمه‌های مکمل درمانی؛ نشریه بیمه همگانی خدمات درمانی، شماره ۱۹، تیر ماه.
۶. فتحی زاده، حمید (۱۳۷۶) بررسی عوامل مؤثر بر بازار بیمه اشخاص در ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران.
۷. کریمی، آیت (۱۳۸۴) کاربرد بیمه‌های بازرگانی در مدیریت؛ تهران: روابط عمومی بیمه پارسیان.
۸. لیارد، پی. آر. جی و والترز، ا.ا. (۱۳۸۳) تئوری اقتصاد خرد؛ ترجمه عباس شاکری؛ تهران: نشر نی، چاپ دوم.
۹. دامودار، گجراتی (۱۳۸۳) مبانی اقتصاد سنجی؛ ترجمه حمید ابریشمی؛ جلد دوم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران؛ چاپ دوم.
۱۰. محمدبیگی، علی اعظم (۱۳۸۱) راهنمای بیمه برای خانواده؛ تهران: علی اعظم محمد بیگی.
۱۱. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری، سالهای مختلف.
۱۲. مک کنا، سی. جی. (۱۳۷۲) اقتصاد عدم اطمینان؛ ترجمه سعید مقاری و عبدالرضا فهیمی؛ تهران: پژوهشکده علوم دفاعی استراتژیک امام حسین.
۱۳. نشاط تهرانی، مصطفی (۱۳۷۴) نقش شرکتهای بیمه در تأمین هزینه‌های درمانی؛ فصلنامه صنعت بیمه، سال دهم، شماره ۳۸، تابستان.
14. Brown, M. J. and Kim (1993) An International Analysis of Life Insurance Demand. *Journal of Risk and Insurance*, 69, 616-634
15. Cawley, John and Simon, K. I. (2005) Health Insurance Coverage and the Macro economy. *Journal of Health Economics*, 24.,299-315.
16. Cline, Richard R and Mott, David A. (2003) Exploring the Demand for a Voluntary Medicare Prescription Drug Benefit; AAPS Pharmsic, May 14,5(2) Article 19.

17. Costa- Font, Joan and Font- Vilalta, Montserrat (2004) Preference for National Health Service Use and the Demand for Private Health Insurance in Spain; The Geneva Papers on Risk and Insurance, 29(4), 705-718.
18. Folland, Sherman, Goodman, Allen C. and Stano, Miron (2001) The Economics of Health and Health Care; 3rd ed., New Jersey: Prentice Hall.
19. Greene, William H. (2003) Econometric Analysis; 3rd ed., New Jersey: Prentice Hall.
20. Johnston, Jack and Dinardo, John (2005) Econometric Methods. 4rd ed. McGraw- Hill; 1997.
21. Royalty, Anne. B. and Hagens, Johan. The Effect of Premiums on the Decision to Participate in Health Insurance and Other Fringe Benefits Offered By the Employer: Evidence From a Real – World Experiment; Journal of Health Economics, 24, 95-112.
22. Hsiao, Cheng (2003) Analysis of Panel Data; 2rd ed, Cambridge University Press.
23. Wooldridge, Jeffrey M. (2002) Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data; Themlt Press.