فصلنامه رویکردهای پژوهشی نوین در
مدیریت و حسابداری
سال هفتم، شماره ۹۱، زمستان ۱۴۰۲، ص ۵۸۴-۵۶۵

Journal of New Research Approaches
in Management and Accounting
ISSN: 2588-4573
http://www.majournal.ir

بررسی عوامل موثر بر انتخاب خدمات بیمه ی سلامت توسط خانوار ها

آسو امین عشایری [۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۰۱ تاریخ چاپ: ۱۴۰۲/۱۲/۲۹

چکیده

افزایش پوشش بیمه در هر کشوری از اهداف مطلوب دستیابی به توسعه محسوب می‌شود، علاوه بر سرمایه گذاری های دولت و فرهنگ سازی شناخت عوامل موثر بر انتخاب خدمات بیمه ی سلامت توسط خانوار ها، میتواند در برنامه ریزی ها در جهت افزایش پوشش بیمه موثر باشد. دوره ی زمانی مد نظر در این پژوهش از سال ۱۳۶۸ تا انتهای سال ۱۳۹۹ به صورت داده های سالانه بوده و برای بررسی روابط از تحلیل سری زمانی استفاده شده است. در نهایت پس از تجزیه و تحلیل اقتصاد سنجی مشخص شد که میزان اعتبار شرکت بیمه، درآمد مردم، نقدینگی شرکتهای بیمه و قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه بر تقاضای بیمه سلامت توسط مردم اثر گذار است.

واژگان کلیدی

بیمه سلامت، تقاضای بیمه، سرمایه گذاری در بیمه

۱. کارشناس ارشد حسابداری بخش عمومی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. aso.aminashayeri@gmail.com

مقدمه

اهمیت خدمات سلامت و اثرات اجتناب ناپذیر آن بر سایر بخش های اقتصادی و نقش آن در رفاه جامعه، بررسی جنبه های گوناگون بازار خدمات درمانی از اهمیت ویژه ای برخوردار است. یکی از جنبه های مهم در این بازار، بررسی عوامل موثر بر مخارج سلامت است. در دهه های اخیر در اکثر کشورهای جهان سهم مخارج مراقبت های سلامت از تولید ناخالص ملی افزایش یافته است، و یکی از دغدغه های اساسی سیاست گذاران سلامت این است که چگونه می توان این افزایش نگران کننده مخارج بهداشتی را کنترل نمود(پناهی و همکاران، ۱۳۹۴)

در کشورهای با درآمد کم و متوسط، خانوارها سهم بزرگی از هزینه های بهداشتی را از جیب خود پرداخت می کنند. برای مقابله با این مخارج، خانوارها از طریق پس‌اندازهای احتیاطی (روزنزوایگ و ولپین[۱]، ۱۹۹۳)، تعدیل در عرضه نیروی کار (کوچار[۲]، ۱۹۹۵)، استقراض و میزان اعتبار شرکت بیمه غیررسمی (خان و همکاران[۳]، ۲۰۱۵، اودری[۴]، ۱۹۹۴)، به خودبیمه‌ای متکی هستند. و نقل و انتقالات غیررسمی در قالب هدایا و حواله (دیورت و درکون[۵]، ۲۰۰۶) با این حال، این استراتژی های مقابله ای بیمه ناقصی را ارائه می دهند. چندین مطالعه نشان داده اند که وقتی اعضای خانواده بیمار می شوند، خانواده ها نمی توانند به طور کامل مصرف را روان کنند (هلتبرگ و لوند، [۶]۲۰۰۹)، و از مراقبت های بهداشتی پیشگیرانه و درمانی استفاده ناکافی می کنند (دوپاس[۷] ۲۰۱۱). در سال های اخیر، بسیاری از کشورها شروع به ارائه بیمه درمانی برای فقرا کرده اند. بیمه سلامت به خانوارها این امکان را می دهد که برای مراقبت های بهداشتی پیش پرداخت کنند، در نتیجه سهم هزینه های فاجعه بار بهداشتی را که خانوارها باید از جیب خود بپردازند، کاهش می دهد. به این ترتیب، بیمه سلامت به طور بالقوه هموارسازی مصرف و رفتار سلامتی را بهبود می بخشد (اعظم[۸]، ۲۰۱۸). با این حال، اگر استراتژی‌های مقابله غیررسمی و بیمه سلامت رسمی نقش‌های مشابهی را در حضور شوک‌های بهداشتی ایفا کنند، بیمه سلامت ممکن است جایگزین بیمه‌های غیررسمی بدون ایجاد اثرات اضافی شود یا حتی ممکن است منجر به افزایش هزینه‌های پزشکی شود (واگستاف[۹]، ۲۰۰۷) پیش بینی چنین اثرات جایگزینی می تواند توضیح دهد که چرا بسیاری از خلبانان بیمه سلامت از تقاضای نسبتاً کم رنج می برند (آچاریا و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۲).

با توجه به آنچه بیان شد در این پژوهش، به بررسی عوامل موثر بر انتخاب خدمات بیمه ی سلامت توسط خانوار ها پرداخته می‌شود.

[1] Rosenzweig & Wolpin, 1993
[2] Kochar,
[3] Khan et al., 2015,
[4] Udry, 1994
[5] De Weerdt and Dercon, 2006
[6] Heltberg and Lund, 2009
[7] Dupas,
[8] Azam, 2018
[9] Wagstaff, 2007
[10] Acharya et al., 2012

پیشینه پژوهش

ژین جنگ[11]، ۲۰۱۸ در پژوهشی با عنوان بیمه درمانی، دوست نیازمند، ضمن بررسی اثرات بیمه رسمی و ازدحام خارج شدن از بیمه غیررسمی، بیان داشتند که بیمه سلامت می تواند رفتارهای سلامت جویانه را بهبود بخشد و از مصرف در برابر شوک های سلامت محافظت کند، اما ممکن است بیمه غیررسمی را نیز منع کند. بنابراین این مقاله بررسی می‌کند که آیا تأثیرات بیمه سلامت به دسترسی خانوارها به بیمه غیررسمی بستگی دارد، همانطور که با استفاده از پول تلفن همراه مشخص می‌شود. بر اساس داده‌های روزانه‌های مالی با فراوانی جمع‌آوری‌شده در روستاهای کنیا، متوجه می‌شویم که خانوارهایی که دسترسی ضعیف‌تری به بیمه غیررسمی دارند، با کاهش هزینه‌های غیربهداشتی بعدی تا حدود ۲۵ درصد، با شوک‌های بهداشتی بیمه‌نشده کنار می‌آیند. همین خانوارها به دلیل کاهش هزینه‌های بهداشتی از جیب خود، زمانی که شوک‌های سلامتی بیمه می‌شوند، می‌توانند مصرف را روان کنند. در مقابل، خانوارهایی که به بیمه غیررسمی دسترسی دارند، حتی در غیاب بیمه درمانی رسمی نیز می توانند مصرف را روان کنند. برای این گروه دوم، بیمه سلامت استفاده از مراقبت های بهداشتی را در کلینیک های رسمی افزایش می دهد و هدایا و حواله ها را در طول هفته ها با شوک های سلامتی از بین نمی برد. این یافته ها راهنمایی برای طرح های بیمه با هدف هدف قرار دادن آسیب پذیرترین جمعیت ها ارائه می دهد.

در مطالعه الوندی(۱۳۹۵) با عنوان ارزیابی تقاضای القایی در بازار مراقبت های سلامت ایران، برای ارزیابی وضعیت تقاضای القایی، شرایط تعادلی برای تقاضا و عرضه مراقبت های سلامت در مجموع۳۱ استان کشور و در یک دوره۶ ساله(سال های ۱۳۸۸-۱۳۹۳) مورد توجه قرار گرفت. مدل های ارزیابی، بر اساس مدل رگرسیونی داده های پانلی در چارچوب مدل خطا- تصحیح با روش معادلات همزمان توضیح داده شد. تخمین توابع تقاضا و تقاضای اضافی، در جامعه شهری تحت پوشش سازمان بیمه سلامت ایران، نتیجه ارزیابی برای تقاضای اضافی به صورت تقاضای القایی را نشان داد. یافته های پژوهش نشان داد فراهم کنندگان مراقبت های سلامت سرپایی و بستری به عنوان کارگزار تقاضاکنندگان برای این مراقبت ها، شرایط تقاضای اضافی را مطابق با مدل عرضه کنندگان این مراقبت ها تعیین می نمایند. همچنین فراهم کنندگان مراقبت های سلامت با بهره مندی از مزایای روش پرداخت کارانه که از طریق ساختار بیمه های اجتماعی درمان مورد حمایت قرار می گیرد، تقاضا برای مراقبت های سرپایی و بستری اضافی ایجاد می نمایند و فراهم کنندگان مراقبت های سلامت بر اساس سود اقتصادی که از عرضه این مراقبت ها در بازار مراقبت های سلامت حاصل می نمایند، حجم مراقبت های سلامت و سطح تقاضا برای آن را تعیین می نمایند.

روش پژوهش

در این پژوهش از روش تجزیه و تحلیل سری های زمانی استفاده می‌شود. در هر علم، به آمار جمع آوری شده مربوط به متغیری که قرار است پیش‌بینی شود و در دوره‌های زمانی گذشته موجود است، اصطلاحا سری زمانی می‌گویند. منظور

[11] Xin Geng, Wendy Janssens, Berber Kramer, Marijn van der List(2018)

از یک سری زمانی مجموعه‌ای از داده‌های آماری است که در فواصل زمانی مساوی و منظمی جمع‌آوری شده باشند. روش های آماری که این گونه داده‌های آماری را مورد استفاده قرار می‌هد روش های تحلیل سری های زمانی نامیده می‌شود.مانند فروش فصلی یک شرکت طی سه سال گذشته. یک سری زمانی مجموعه مشاهداتی ست که بر اساس زمان مرتب شده باشند. مثال‌های آن از اقتصاد و حتی رشته‌های مهندسی دیده می‌شود. بخصوص روشهای تجزیه و تحلیل سریهای زمانی قسمت مهمی از آمار را تشکیل می‌دهد. در این تحقیق با استفاده از سری های زمانی ارتباط میان داده های عوامل موثر بر تقاضای بیمه سلامت توسط خانواده ها مورد بررسی قرار میگیرد. پس از برازش سری زمانی و برای اطمینان از نتایج، برازش خود رگرسیون برداری و خود رگرسیونی با وقفه توزیعی نیز برای مقایسه ی نتایج در دستور کار قرار می‌گیرد.

نمونه آماری و متغیرهای مورد بررسی

دوره مورد بررسی در این تحقیق از سال ۱۳۶۸ تا انتهای سال ۱۳۹۹ به صورت داده های سالانه میباشد.بنابراین تعداد متغیرهای مورد بررسی برای هر یک از متغیرهای مورد بررسی ۳۲ عدد می‌باشد.

در جدول ذیل متغیرهای مورد بررسی آورده شده اند.

جدول ۱ متغیرهای مورد بررسی

نام متغیر	نماد	نوع متغیر
تقاضای بیمه سلامت	HDI	وابسته
میزان اعتبار شرکت بیمه	GAS	مستقل
درآمد مردم	GDP	مستقل
توزیع درآمد بین مردم	GINI	مستقل
نقدینگی شرکتهای بیمه	EG	مستقل
قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه	HG	مستقل

آمار توصیفی

در جدول ذیل آمار توصیفی متغیر های مورد بررسی آورده شده است:

جدول ۲ آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

	تقاضای بیمه سلامت	میزان اعتبار شرکت بیمه	درآمد مردم	توزیع درآمد بین مردم	نقدینگی شرکتهای بیمه	قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه
میانگین	0.592902	3020.985	3252932	0.414078	1297.357	61.38373
میانه	0.634	100	3762901	0.4008	1103.9	5.5
بیشینه	0.787	30000	5541840	0.502	2461.5	349

	تقاضای بیمه سلامت	میزان اعتبار شرکت بیمه	درآمد مردم	توزیع درآمد بین مردم	نقدینگی شرکتهای بیمه	قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه
کمینه	0.282	3.5	202369.2	0.375	663.1	0.09
انحراف معیار	0.157832	6480.801	1510976	0.031846	563.4362	108.9754
کشیدگی	-0.495981	3.001663	-0.813064	1.300233	0.792725	1.834843
چولگی	1.97739	12.43923	2.56907	3.651217	2.233665	4.842148

در جدول ۲ میزان چولگی متغیرها مشاهده می گردد.کشیدگی برابر با گشتاور چهارم نرمال شده است، به عبارت دیگر کشیدگی معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است. در جدول بالا مشخص است که میانگین تقاضای بیمه سلامت برابر با ۰/۵۹ میباشد و میانه آن برابر با ۰/۶۳ میباشد. انحراف معیار شاخص تقاضای بیمه سلامت ۰/۱۵ میباشد. چولگی و کشیدگی به ترتیب برابر با ۰/۴۹- و برجستگی آن برابر با ۱/۹۷ میباشد.

آزمونهای ریشه واحد و مانایی

استفاده از آزمون فیلیپس پرون برای کشورهای در حال توسعه و اقتصاد های تک محصولی که با نوسان شدید در اقتصاد مواجه هستند برای بررسی رفتار منطقی متغیرها در طول زمان بسیار بهتر از آزمون دیکی فولر میباشد، چرا که آزمون دیکی فولر با توجه به نوسان متغیرها ممکن است بیشتر رای به نامانایی متغیرهایی دهد که با حذف داده های پرت و در نظر گرفتن روند اصلی متغیر مانا باشند. حذف داده های پرت و در نظر گرفتن روند اصلی متغیرها توسط آزمون فیلیپس پرون انجام میشود بنابراین این آزمون برای بررسی مانایی در سری زمانی در اقتصاد های تک محصولی و دارای شوک های زیاد (مانند ایران) بسیار مناسب تر از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته میباشد.

نتیجه آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون برای متغیرهای مدل مورد بررسی در ذیل آمده است.

جدول ۳ : نتیجه آزمونهای مانایی در سطح

آزمون فیلیپس پرون در سطح			
متغیر	**آماره**	**سطح معنی داری**	**نتیجه**
تقاضای بیمه سلامت	**/۳٤**	**۰/۰۰۱**	**مانا**
میزان اعتبار شرکت بیمه	**۲/۷۵**	**۱/۰۰۰**	**نامانا**
درآمد مردم	**-۲/۲۵**	**۰/۱۸**	**نامانا**
توزیع درآمد بین مردم	**-۱/۷٦**	**۰/۳۱**	**نامانا**
نقدینگی شرکتهای بیمه	**-۱/۳۹**	**۰/۵۷**	**نامانا**
قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه	**۲/۰٦**	**۰/۹۹**	**نامانا**

فرض صفر در آزمون فیلیپس پرون بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

H0: متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H1: متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد.

با توجه به نامانا بودن برخی متغیرهای مورد بررسی، باید آزمون را برای متغیرهایی که در سطح نامانا بودند، با یکبار دیفرانسیل گیری تکرار کرد. البته متغیر شاخص تقاضای بیمه سلامت مانا هستند.

جدول ٤ : نتیجه آزمونهای مانایی با یکبار دیفرانسیل گیری

آزمون فیلیپس پرون با یکبار دیفرانسیل گیری			
متغیر	آماره	سطح معنی داری	نتیجه
میزان اعتبار شرکت بیمه	**-۷/۹۳**	**۰/۰۰۰**	**مانا**
درآمد مردم	**-۵/۹۳**	**۰/۰۰۰**	**مانا**
توزیع درآمد بین مردم	**-٦/۹۹**	**۰/۰۰۰**	**مانا**
نقدینگی شرکتهای بیمه	**-۱۰/٤٦**	**۰/۰۰۰**	**مانا**
قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه	**/۲٦**	**۰/۰۰۱**	**مانا**

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد. سطح معنی داری دقیقا برابر با صفر نشاندهنده ی اطمینان کامل به مانا بودن و داشتن رفتار منطقی در طول زمان میباشد.

با توجه به اینکه متغیرهای مورد بررسی با یکبار دیفرانسیل گیری مانا شده اند، میتوان تخمین را در سطح انجام داد.

هم انباشتگی(همجمعی)

نتیجه آزمون هم انباشتگی یوهانسون در جدول ذیل آمده است.

جدول ٥: نتایج آزمون هم انباشتگی یوهانسون

آزمون هم انباشتگی یوهانسون	
آماره ترایس	**سطح معنی داری**
۱٤۹/۹۷	**۰/۰۰۰**

فرض صفر در آزمون یوهانسون بر عدم هم انباشتگی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را میتوان چنین نوشت:

H_0: متغیرهای مورد بررسی هم انباشته نمیباشد.

H_1: متغیر مورد بررسی هم انباشته میباشد.

برای رد فرض صفر کافیست سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد.

با توجه به تایید هم انباشتگی در مدل میتوان تخمین را در سطح انجام داد. بنابر این نیاز به استفاده از دیفرانسیل گیری نمیباشد.

همبستگی بین متغیرهای مدل

قبل از تخمین مدل نمودار همبستگی متغیرهای مدل میتواند بسیار مناسب باشد. همبستگی نمایانگر همخطی اجزای مدل میباشد، همبستگی پیرسون اگر بیش از ۰/۷ و معنی دار باشد آنگاه احتمال وجود همخطی در مدل وجود دارد. در جدول ذیل همبستگی متغیرهای مورد بررسی از روش همبستگی پیرسون آورده شده است.

جدول ٦ :همبستگی پیرسیون بین متغیرها

Correlation Probability	HDI	GAS	GDP	GINI	EG	HG
HDI	1.000000 -----					
GAS	0.521882 0.0001	1.000000 -----				
GDP	0.957035 0.0000	0.353939 0.0108	1.000000 -----			
GINI	-0.799590 0.0000	-0.362340 0.0090	-0.854181 0.0000	1.000000 -----		
EG	0.773494 0.0000	0.647108 0.0000	0.664413 0.0000	-0.597058 0.0000	1.000000 -----	
HG	0.533306 0.0001	0.376168 0.0065	0.428062 0.0017	-0.283885 0.0435	0.523579 0.0001	1.000000 -----

فرض صفر در آزمون همبستگی بر عدم همبستگی معنی دار بین متغیرهای مورد بررسی استوار است و فرضیه ها را میتوان چنین نوشت:

H0: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود ندارد.

H1: بین متغیرهای مورد بررسی همبستگی معنی دار وجود دارد.

برای رد فرضیه صفر و تایید معنی دار بودن همبستگی میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

در سطر اول میزان همبستگی و در سطر دوم معنی داری همبستگی آورده شده است. در صورتی که عدد آورده شده در سطر دوم از ۰/۰۵ کمتر باشد در آن صورت همیستگی مورد نظر معنی دار میباشد.

تخمین مدل رگرسیونی

این قسمت به تخمین مدل رگرسیونی اختصاص دارد.

متغیرهای مدل بالا در ابتدای بخش تحلیل معرفی گردیدند.

ابتدا آزمونهای آماری انجام میشود:

جدول ۷ : آزمونهای آماری

نام آزمون	آماره بدست آمده	سطح معنی داری	نتیجه
خود همبستگی (گادفری)	**۳۰/٦۵**	**۰/۰۰۰**	**وجود خود همبستگی**
واریانس نا همسانی (وایت)	**۳/۲۰**	**۰/۰۱**	**عدم وجود واریانس ناهمسانی**

در آزمون خود همبستگی سریالی فرضیه صفر به صورت ذیل نمایش داده میشود :

H0: در مدل رگرسیونی مورد بررسی خود همبستگی سریالی وجود ندارد.

H1: در مدل رگرسیونی مورد بررسی خود همبستگی سریالی وجود دارد.

برای رد فرضیه صفر و تایید وجود خود همبستگی می‌بایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

در آزمون واریانس ناهمسانی فرضیه صفر به صورت ذیل نمایش داده میشود :

H0: در مدل رگرسیونی مورد بررسی واریانس ناهمسانی وجود ندارد.

H1: در مدل رگرسیونی مورد بررسی واریانس ناهمسانی وجود دارد.

برای رد فرضیه صفر و تایید وجود واریانس ناهمسانی میبایست سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد.

با توجه به جدول بالا هر دومشکل خود همبستگی سریالی و واریانس نا همسانی در مدل وجود دارد اما واریانس ناهمسانی در مدل وجود ندارد.

در جدول ذیل تخمین مدل رگرسیونی با در نظر گرفتن وزن مناسب آورده شده است.

جدول ۸ : نتایج تخمین مدل تحقیق(متغیر وابسته: تقاضای بیمه سلامت)

متغیر	ضریب	آماره تی	P-value	کل مدل رگرسیونی		
				F-stat	PROB	R^2
عرض از مبدا	**0.09578**	**0.468526**	۰/٦٤	۸٤/٦۸	۰/۰۰۰	۰/۹۰
میزان اعتبار شرکت بیمه	**3.41E-06**	**4.575477**	۰/۰۰۰			
درآمد مردم	**8.28E-08**	**9.393482**	۰/۰۰۰			
توزیع درآمد بین مردم	**0.444114**	**1.016284**	۰/۳۱			
نقدینگی شرکتهای بیمه	**3.16E-05**	**2.85232**	۰/۰۰٦			
قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه	**0.000772**	**2.62173**	۰/۰۱			

وجود رابطه معنی دار آماری با آماره تی سنجیده می‌شود که در ذیل فرمول مربوط به آن آورده شده است:(برای یک ضریب فرضی به مانند β)

$$T= \frac{\beta}{SE(\beta)}$$

یعنی ضریب بدست آمده تقسیم بر انحراف معیار آن می‌شود تا آماره تی بدست .طبق تعریف در علم آمار و توزیع آماری تی داریم:

- در صورتی که قدر مطلق آماره تی بزرگتر از ۲ باشد متغیر موردنظر بر متغیر وابسته مدل تاثیری معنی دار دارد(با اطمینان بیش از ۹۵ درصد).

در جدول ذیل سایر نتایج حاصل شده از تخمین مدل رگرسیونی را میتوان ملاحظه کرد.

جدول ۹ : خصوصیات مهم تخمین

آماره بدست آمده	مقدار	نتیجه
ضریب تعیین	**۰/۹۰**	**۹۹ درصد تغییرات شاخص تقاضای بیمه سلامت توسط مدل توضیح داده میشود**
آماره اف مدل	**۸٤/٦۸**	**خوبی برازش مدل**

با توجه به نتیجه بدست آمده میتوان گفت کلیه متغیرها دارای اثر معنی دار بر شاخص تقاضای بیمه سلامت در مدل دارند.

در ادامه برای اطلاع از وضعیت نرمالیتی پسماندهای مدل برازش یافته از آزمون جارک- برا و نمودار هیستوگرام[۱۲] استفاده می‌شود.

آماره جارک برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد.

جارک برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده میکند:

$$JB = n\left\{\frac{(Skew)^{۲}}{۶} + \frac{(Kurt - ۳)^{۲}}{۲٤}\right\}$$

که در آن :

SKEW: ضریب چولگی

KURT: ضریب کشیدگی

N: درجه آزادی

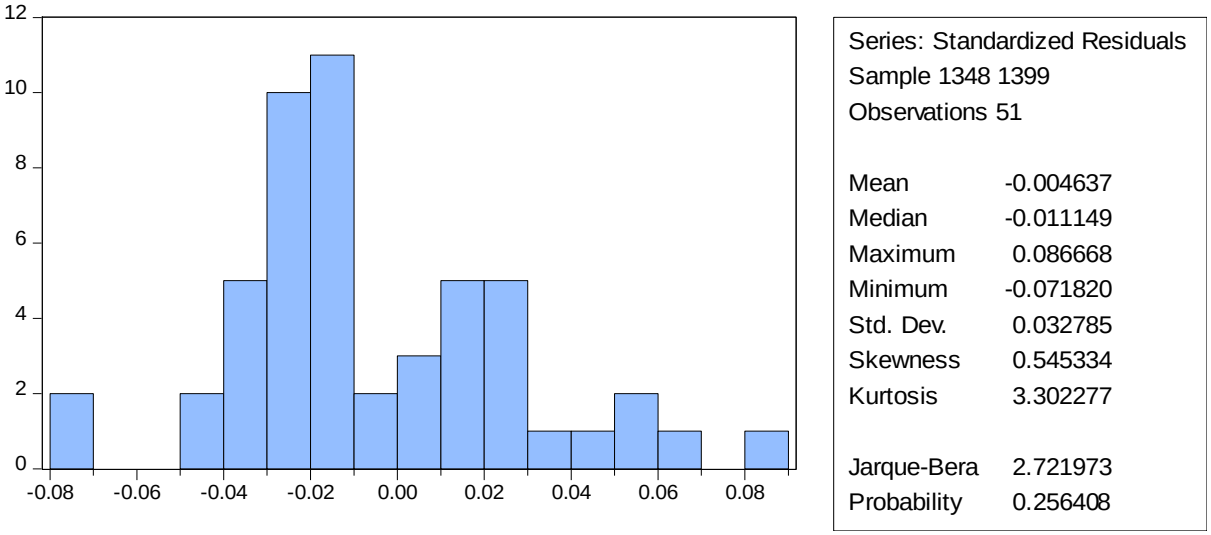
جدول ۱۰. نتایج آزمون جارک برا برای مدل

پسماند مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
رگرسیونی	۲/۷۲	۰/۲۵	نرمال بودن توزیع پسماند مدل

[12] Histogram

با توجه به توزیع آماری خی دو در آزمون جارک برا فرض صفر بر نرمال بودن پسماند مدل رگرسیونی استوار است و با توجه به اینکه سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ است، نتیجه گیری میشود که پسماند مدل نرمال نمیباشد.

همانطورکه در جدول ۱۰ ملاحظه می‌شود سطح معناداری آزمون جارک برا بیش از α=۰/۰۵ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع پسماندها نرمال میباشد. در نمودار ۱ هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی سری زمانی ارائه شده است.



نمودار ۱. هیستوگرام پسماند مدل رگرسیونی سری زمانی

همانطور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود پسماند مدل رگرسیونی تا حدودی متقارن و زنگوله‌ای شکل است و این موضوع نیز مبین نرمال بودن توزیع پسماند مدل رگرسیونی پانل دیتا می‌باشد. در کنار نرمال بودن پسماند، معنی دار بودن آماره اف و متقارن بودن نسبی توزیع پسماند که در نمودار بالا مشخص است، حاکی از صحت تخمین میباشند. بنابراین مدل فاقد مشکلات آماری احتمالی می‌باشد.

در جدول ذیل روابط مورد بررسی در فرضیه ها مورد بررسی قرار گرفته است:

جدول ۱۱ اثر های مهم مورد بررسی

اثر مورد نظر بر شاخص تقاضای بیمه سلامت	مقدار	معنی داری
میزان اعتبار شرکت بیمه	**3.41E-06**	***
درآمد مردم	**8.28E-08**	***
توزیع درآمد بین مردم	**0.444114**	---
نقدینگی شرکتهای بیمه	**3.16E-05**	***
قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه	**0.000772**	*

***: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۹ درصد

**: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۵ درصد

*: معنی دار با اطمینان بیش از ۹۰ درصد

---: عدم معنی داری

با توجه به جدول بالا و توضیحات ارائه شده، اثر متغیر های مختلف مشخص میگردد. در نهایت تخمین VAR در جدول ذیل خلاصه شده است:

جدول ۱۲ : نتایج تخمین مدل VAR(متغیر وابسته: شاخص تقاضای بیمه سلامت)						
متغیر	**ضریب**	**آماره تی**	**P-value**	**کل مدل رگرسیونی**		
				F-stat	**راستنمایی**	**R^2**
شاخص تقاضای بیمه سلامت دوره قبل	۰/۷۶	٤/۹۱	***			
شاخص تقاضای بیمه سلامت دو دوره قبل	۰/۱٤	۰/۹۹	---			
عرض از مبدا	۰/۰۳	۱/۳۸	---	٥٦۳٤/۸	۱۹۲/۸	۰/۹۹
میزان اعتبار شرکت بیمه	-۲/۰۳	-۱/۱۲	---			
درآمد مردم	۷/۳۰	۲/٦۷	**			
توزیع درآمد بین مردم	۰/۰۱	۰/۳۳	---			
نقدینگی شرکتهای بیمه	-۱/۸٦	-۰/۷٤	---			
قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه	۰/۰۰۰۱	۱/٦٥	*			

در ادامه مدل ARDL برازش میگردد.

جدول ۱۳ : نتایج تخمین مدل تحقیق(متغیر وابسته: تقاضای بیمه سلامت)					
متغیر	**ضریب**	**آماره تی**	**P-value**	**کل مدل رگرسیونی**	
				DW	**R^2**
HDI(-1)	**0.538643**	**3.500695**	**0.0012**	۲/۱۲	۰/۹۹
HDI(-2)	**-0.179456**	**-1.031952**	**0.3088**		
HDI(-3)	**0.488471**	**3.453343**	**0.0014**		
GAS	**-1.32E-07**	**-0.801244**	**0.4281**		
GDP	**1.32E-08**	**4.459554**	**0.0001**		
GINI	**0.038113**	**0.805027**	**0.4259**		
EG	**-5.38E-06**	**-2.069676**	**0.0455**		
HG	**0.000153**	**1.25502**	**0.2173**		

جدول ۱۳ : نتایج تخمین مدل تحقیق(متغیر وابسته: تقاضای بیمه سلامت)					
کل مدل رگرسیونی		**P-value**	**آماره تی**	**ضریب**	**متغیر**
R^2	**DW**				
		0.4667	**-0.735487**	**-0.000139**	HG(-1)
		0.0666	**1.890182**	**0.000269**	HG(-2)
		0.0254	**2.329004**	**0.053252**	C

نتیجه گیری

از مدل حداقل مربعات نتیجه گیری شد که درآمد مردم مثبت و معنی دار و تاثیر میزان اعتبار شرکت بیمه مثبت و معنی دار میباشد. همچنین نقدینگی شرکتهای بیمه و قدرت تبلیغات شرکتهای بیمه نیز دارای تاثیر معنی دار و مثبت میباشد. در برازش رگرسیون برداری نیز مشخص است که میزان اعتبار شرکت بیمه دارای اثر معنی دار بر شاخص تقاضای بیمه سلامت نمیباشند.

منابع

Xin Geng, Wendy Janssens, Berber Kramer, Marijn van der List(2018), Health insurance, a friend in need? Impacts of formal insurance and crowding out of informal insurance, World Development, Volume ,۱۱۱(196-210).

R. Heltberg, N. Lund, Shocks, coping, and outcomes for Pakistan's poor: Health risks predominate, The Journal of Development Studies, 45 (6) (2009), pp. 889-910

M. Rosenzweig, K. Wolpin, Credit market constraints, consumption smoothing, and the accumulation of durable production assets in low-income countries: Investments in bullocks in India, The Journal of Political Economy, 101 (2) (1993), pp. 223-244.

F. Khan, A.S. Bedi, R. Sparrow, Sickness and death: Economic consequences and coping strategies of the urban poor in Bangladesh, World Development, 72 (2015), pp. 255-266

P. Dupas, Health behavior in developing countries, Annual Review of Economics, 3 (1) (2011), pp. 425-449

M. Azam, Does social health insurance reduce financial burden? Panel data evidence from India, World Development, 102 (2018), pp. 1-17

A. Wagstaff, The economic consequences of health shocks: Evidence from Vietnam Journal of Health Economics, 26 (1) (2007), pp. 82-100

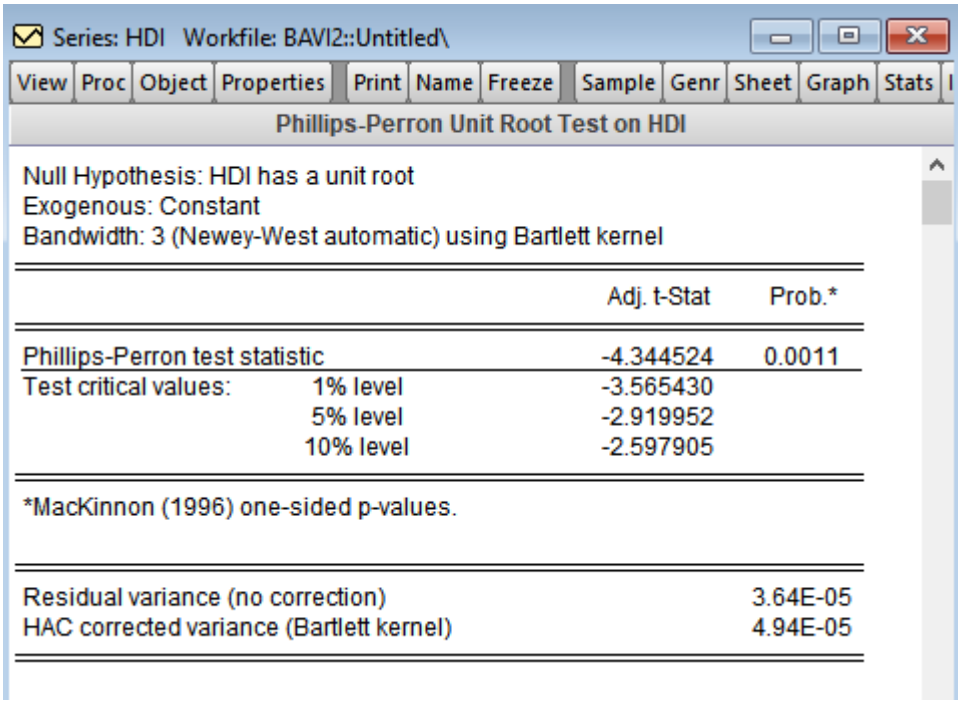
A. Acharya, S. Vellakkal, F. Taylor, E. Masset, A. Satija, M. Burke, et al. The impact of health insurance schemes for the informal sector in low-and middle-income countries: A systematic review, The World Bank Research Observer, 28 (2) (2012), pp. 236-266

پناهی، حسین؛ سلمانی، بهزاد؛ نصیب پرست، سیما؛(۱۳۹۴)، بررسی اثر القایی تعداد پزشکان و تختهای بیمارستانی بر مخارج سلامت در ایران. فصلنامه نظریه های کاربردی اقتصاد، سال دوم(شماره۲)،صص۴۲-۲۵

الوندی، اعظم،ارزیابی تقاضای القایی در بازار مراقبتهای سلامت ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده پزشکی گروه اقتصاد بهداشت،۱۳۹۵

ضمیمه: خروجی نرم افزار EVIEWS

آزمون مانایی فیلیپس پرون در سطح



Series: HDI Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

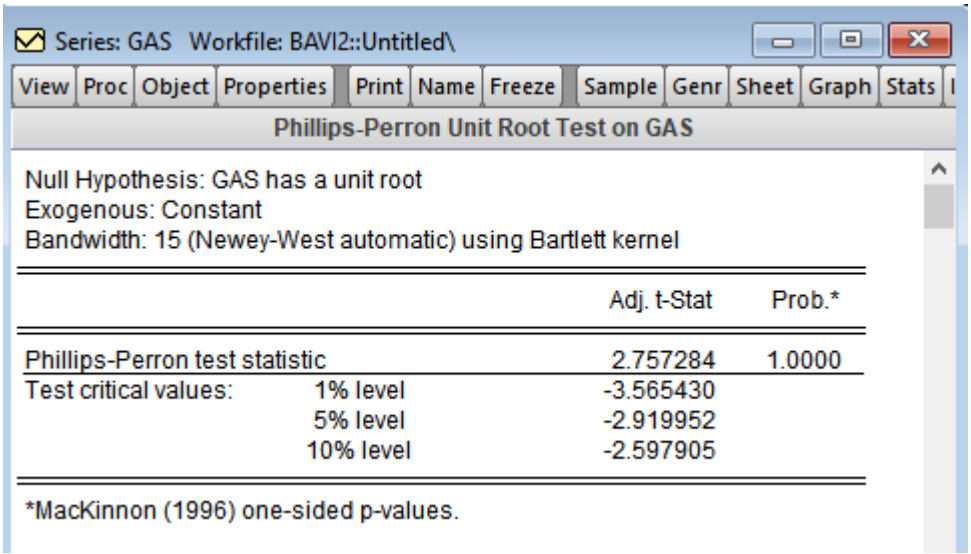
Phillips-Perron Unit Root Test on HDI

Null Hypothesis: HDI has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.344524	0.0011
Test critical values:	1% level	-3.565430	
	5% level	-2.919952	
	10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	3.64E-05
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	4.94E-05



Series: GAS Workfile: BAVI2::Untitled\

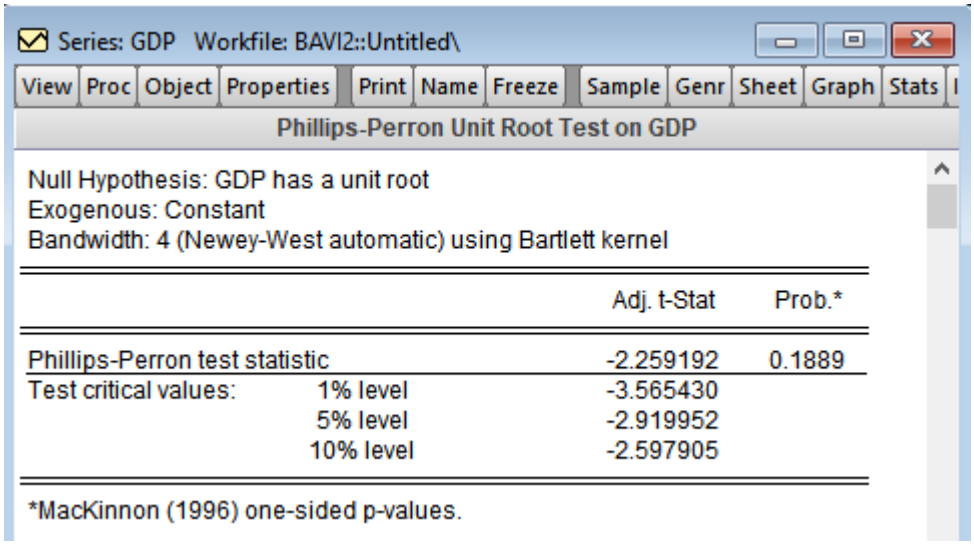
View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on GAS

Null Hypothesis: GAS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		2.757284	1.0000
Test critical values:	1% level	-3.565430	
	5% level	-2.919952	
	10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Series: GDP Workfile: BAVI2::Untitled\

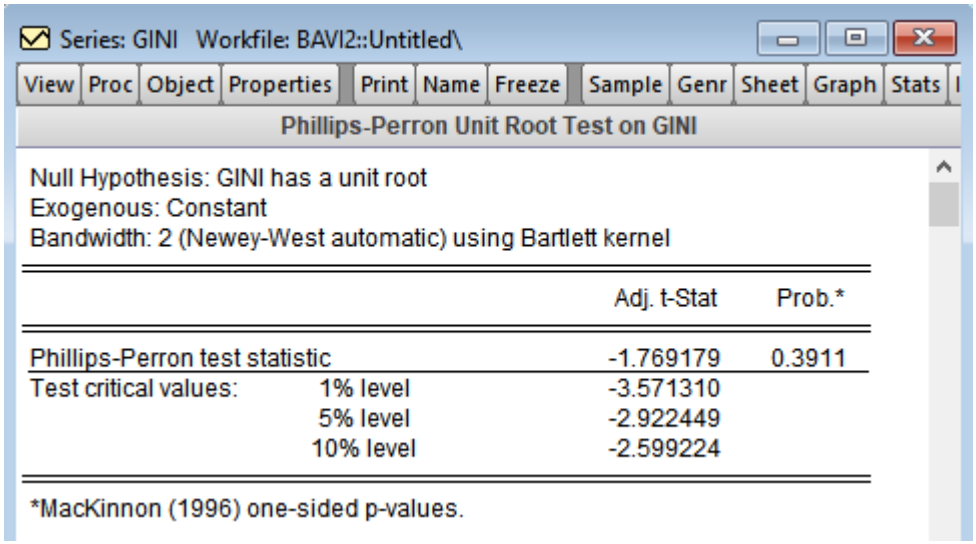
View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on GDP

Null Hypothesis: GDP has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.259192	0.1889
Test critical values:	1% level	-3.565430	
	5% level	-2.919952	
	10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Series: GINI Workfile: BAVI2::Untitled\

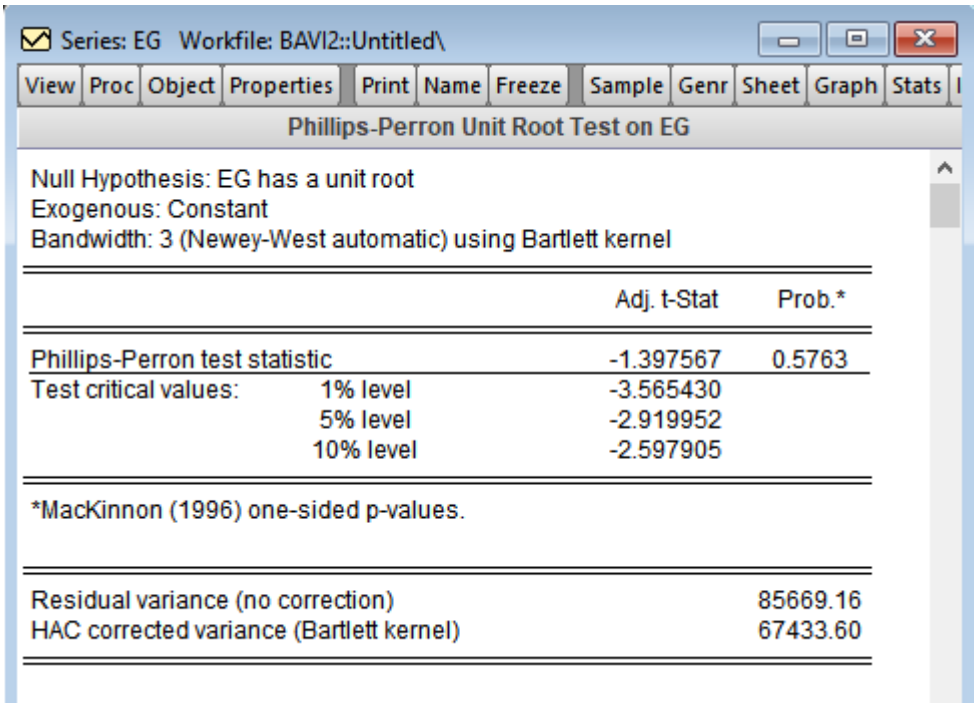
View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on GINI

Null Hypothesis: GINI has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.769179	0.3911
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Series: EG Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on EG

Null Hypothesis: EG has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.397567	0.5763
Test critical values:	1% level	-3.565430	
	5% level	-2.919952	
	10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	85669.16
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	67433.60

Series: HG Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on HG

Null Hypothesis: HG has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		2.064604	0.9999
Test critical values:	1% level	-3.565430	
	5% level	-2.919952	
	10% level	-2.597905	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	140.2862
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	383.3368

آزمون مانایی فیلیپس پرون با یکبار دیفرانسیل گیری برای متغیرهای نامانا در سطح

Series: GAS Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on D(GAS)

Null Hypothesis: D(GAS) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-7.938506	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.568308	
	5% level	-2.921175	
	10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	10381738
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	9496712.

Series: HG Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on D(HG)

Null Hypothesis: D(HG) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.262645	0.0014
Test critical values:	1% level	-3.568308	
	5% level	-2.921175	
	10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Series: EG Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on D(EG)

Null Hypothesis: D(EG) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-10.64620	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.568308	
	5% level	-2.921175	
	10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Series: GDP Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on D(GDP)

Null Hypothesis: D(GDP) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.931522	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.568308	
	5% level	-2.921175	
	10% level	-2.598551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Series: GINI Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Phillips-Perron Unit Root Test on D(GINI)

Null Hypothesis: D(GINI) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-6.994026	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.577723	
	5% level	-2.925169	
	10% level	-2.600658	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

هم انباشتگی (همجمعی)

Group: UNTITLED Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

Johansen Cointegration Test

Date: 08/18/21 Time: 18:51
Sample (adjusted): 1350 1399
Included observations: 47 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: HDI GAS GDP GINI EG HG
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.723906	149.9763	95.75366	0.0000
At most 1 *	0.614678	89.48672	69.81889	0.0006
At most 2	0.335872	44.66390	47.85613	0.0967
At most 3	0.269310	25.42774	29.79707	0.1467
At most 4	0.177733	10.68074	15.49471	0.2319
At most 5	0.031067	1.483309	3.841466	0.2233

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

خود همبستگی

Equation: UNTITLED Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	30.65196	Prob. F(2,43)	0.0000
Obs*R-squared	29.97490	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

واریانس ناهمسانی

Equation: EQ01 Workfile: BAVI::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.113946	Prob. F(5,23)	0.3805
Obs*R-squared	5.653612	Prob. Chi-Square(5)	0.3414
Scaled explained SS	2.085964	Prob. Chi-Square(5)	0.8371

مدل رگرسیونی

Equation: EQ01 Workfile: BAVI2::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: HDI
Method: Least Squares
Date: 08/18/21 Time: 19:11
Sample: 1348 1399
Included observations: 51
Weighting series: HDI^2*GINI
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.095780	0.204429	0.468526	0.6417
GAS	3.41E-06	7.45E-07	4.575477	0.0000
GDP	8.28E-08	8.82E-09	9.393482	0.0000
GINI	0.444114	0.436998	1.016284	0.3149
EG	3.16E-05	1.11E-05	2.852320	0.0065
HG	0.000772	0.000294	2.621730	0.0119

Weighted Statistics

R-squared	0.903928	Mean dependent var	0.659965
Adjusted R-squared	0.893254	S.D. dependent var	0.398329
S.E. of regression	0.034909	Akaike info criterion	-3.762000
Sum squared resid	0.054839	Schwarz criterion	-3.534726
Log likelihood	101.9310	Hannan-Quinn criter.	-3.675152
F-statistic	84.68009	Durbin-Watson stat	0.693389
Prob(F-statistic)	0.000000	Weighted mean dep.	0.698751

تخمین خودرگرسیون برداری

	HDI
HDI(-1)	0.767873 (0.15636) [4.91092]
HDI(-2)	0.143897 (0.14471) [0.99436]
C	0.033785 (0.02444) [1.38222]
GAS	-2.03E-07 (1.8E-07) [-1.12682]
GDP	7.30E-09 (2.7E-09) [2.67365]
GINI	0.017165 (0.05177) [0.33159]
EG	-1.86E-06 (2.5E-06) [-0.74678]
HG	0.000113 (6.8E-05) [1.65923]
R-squared	0.998962
Adj. R-squared	0.998784
Sum sq. resids	0.001093
S.E. equation	0.005163
F-statistic	5634.847
Log likelihood	192.8837
Akaike AIC	-7.546272
Schwarz SC	-7.237403
Mean dependent	0.605327
S.D. dependent	0.148084

تخمین ARDL

Dependent Variable: HDI
Method: ARDL
Date: 08/18/21 Time: 19:25
Sample (adjusted): 1351 1399
Included observations: 48 after adjustments
Maximum dependent lags: 3 (Automatic selection)
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
Dynamic regressors (3 lags, automatic): GAS GDP GINI EG HG
Fixed regressors: C
Number of models evalulated: 3072
Selected Model: ARDL(3, 0, 0, 0, 0, 2)
Note: final equation sample is larger than selection sample

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
HDI(-1)	0.538643	0.153867	3.500695	0.0012
HDI(-2)	-0.179456	0.173899	-1.031952	0.3088
HDI(-3)	0.488471	0.141449	3.453343	0.0014
GAS	-1.32E-07	1.65E-07	-0.801244	0.4281
GDP	1.32E-08	2.96E-09	4.459554	0.0001
GINI	0.038113	0.047343	0.805027	0.4259
EG	-5.38E-06	2.60E-06	-2.069676	0.0455
HG	0.000153	0.000122	1.255020	0.2173
HG(-1)	-0.000139	0.000189	-0.735487	0.4667
HG(-2)	0.000269	0.000142	1.890182	0.0666
C	0.053252	0.022865	2.329004	0.0254

R-squared	0.999185	Mean dependent var	0.611542
Adjusted R-squared	0.998965	S.D. dependent var	0.143046
S.E. of regression	0.004602	Akaike info criterion	-7.726722
Sum squared resid	0.000784	Schwarz criterion	-7.297905
Log likelihood	196.4413	Hannan-Quinn criter.	-7.564671
F-statistic	4537.916	Durbin-Watson stat	2.120796
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.