

دوفصلنامه جامعه‌شناسی اقتصادی و توسعه، سال پنجم، شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۷۱-۴۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۶/۰۶

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۶/۰۳/۲۱

بررسی تأثیر ناطمینانی اقتصادی بر میزان خودکشی در ایران در چارچوب یک رویکرد اقتصادی-اجتماعی

آزاد خانزادی^۱

سارا مرادی^۲

مریم حیدریان^۳

چکیده

خودکشی یکی از معضلات عمده دنیای معاصر است که منجر به نابودی سرمایه‌های انسانی می‌شود. با توجه به نقش اساسی و محوری نیروی انسانی در توسعه، بررسی علل خودکشی از دیدگاه اقتصادی نیز حائز اهمیت است. در این مطالعه علاوه بر در نظر گرفتن عوامل اقتصادی اثرگذار بر خودکشی، از یک شاخص ترکیبی از ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی جهت بررسی تأثیر بی‌ثباتی‌های موجود در متغیرهای اقتصادی بر نرخ خودکشی استفاده شد. در این شاخص، پنج منبع بی‌ثباتی و ناطمینانی در اقتصاد ایران شامل؛ تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ سودهای بانکی و شاخص قیمت سهام ارائه شده است. روش بررسی، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ است. نتایج برآورد مدل حاکی از آن است که با افزایش ناطمینانی اقتصادی، نرخ خودکشی در کشور افزایش یافته است. از سوی دیگر، رابطه سایر متغیرهای اقتصادی از جمله ضریب جینی، نرخ بیکاری زنان و مردان نیز دارای رابطه مثبت با نرخ خودکشی است. افزایش نرخ تورم و رشد اقتصادی نیز بر نرخ خودکشی اثر منفی دارد. در مورد متغیرهای اجتماعی همانند؛ نرخ طلاق، نرخ باسوادی و تعداد پرونده‌های قضایی (به‌عنوان شاخصی منفی از سرمایه اجتماعی) رابطه این متغیرها با نرخ خودکشی، مثبت است.

واژگان کلیدی: ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی، نرخ خودکشی، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، ایران.

Email: azadkhanzadi@gmail.com

Email: saramoradi70@gmail.com

Email: maryamheidaran.1368@yahoo.com

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی

۲- دانش‌آموخته اقتصاد نظری دانشگاه رازی

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه رازی

مقدمه

خودکشی پیشینه‌ای به گستردگی تاریخ دارد. بررسی تاریخی این پدیده جهانی از یک‌سو بازگوکننده گونه‌های متفاوت قضاوت و طرز تلقی به‌ویژه درباره مرگ و مردن است و از سوی دیگر، نشان‌دهنده شیوع و فراوانی این امر در جوامع و فرهنگ‌های گوناگون می‌باشد (ستوده، ۱۳۷۶: ۲۳۴). گسترش روزافزون خودکشی باعث شده است سازمان جهانی بهداشت (WHO) دهم سپتامبر هر سال (برابر با نوزدهم شهریور) را به‌عنوان روز جهانی پیشگیری از خودکشی معرفی نماید.

نتایج پژوهش‌ها حاکی از افزایش ۶۰ درصدی اقدام به خودکشی در ۵۰ سال اخیر بوده و بیشترین میزان مربوط به آن، در کشورهای ژاپن، ایالات متحده آمریکا و اروپا می‌باشد. هرساله بیش از ۸۰۰ هزار نفر در جهان زندگی خود را به‌علت خودکشی از دست می‌دهند. خودکشی در هر سنی اتفاق می‌افتد و دومین علت اصلی مرگ‌ومیر در سنین ۲۹-۱۵ ساله در سطح جهان در سال ۲۰۱۲ می‌باشد. همچنین در این سال، ۷۵ درصد خودکشی‌ها در کشورهای کم‌درآمد و یا با درآمد متوسط رخ داده است (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۶). انتظار می‌رود بر اساس پیش‌بینی سازمان جهانی بهداشت، آمار خودکشی در سال ۲۰۲۰ به بیش از یک‌میلیون و پانصد هزار نفر برسد (برتولوت و فلیسمن^۱، ۲۰۰۲). در ایران نیز براساس آمار رسمی سازمان پزشکی قانونی، بین سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۰ بیش از ۳۰ هزار نفر بر اثر خودکشی جان خود را از دست داده‌اند.

مطالعه در مورد اقدام به خودکشی و روند روبه رشد این پدیده نامطلوب اجتماعی در کشورهای جهان و ایران منجر به آن گردیده تا هریک از علوم با توجه به حوزه خود و نگاهی که به پدیده خودکشی دارند، به بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر این پدیده پرداخته و راهکارهایی را برای کاهش یا مقابله با آن ارائه نمایند. یکی از این عوامل اثرگذار بر خودکشی، نااطمینانی و بی‌ثباتی اقتصادی است (دورکیم^۲، ۱۸۹۷)، که امروزه نیز، با وجود صنعتی‌شدن و توسعه‌یافتگی جوامع، موضوعات اقتصادی در این حوزه بیش از پیش مورد

1- Bertolote and Fleischmann

2- Durkheim

توجه قرار گرفته‌اند. هدف از این مطالعه، بررسی و تحلیل اثرات نااطمینانی اقتصادی بر میزان خودکشی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۳-۱۳۹۳، با استفاده از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با توزیع با وقفه^۱ (ARDL) است. در این مطالعه، با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH/GARCH) شاخصی به‌عنوان نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU)^۲ تعریف شده که ترکیبی از بی‌ثباتی‌های موجود در متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی، نرخ‌های سودبانکی، نرخ تورم، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام می‌باشد. در بخش مباحث نظری به عوامل مؤثر بر خودکشی پرداخته و سپس مطالعات تجربی صورت گرفته در این حوزه ارائه می‌شوند. روش تحقیق، مدل اقتصادسنجی است و متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش معرفی و پس از آن به یافته‌های حاصل از برآورد مدل بررسی می‌شود. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

مبانی نظری

تعاریف خودکشی

اولین نگرش علمی به خودکشی در سال ۱۷۳۷ به‌وسیله دفونت^۳ صورت گرفته است. وی برای اولین بار کلمه Suicide را در فرانسه به کار برد. واژه خودکشی از ریشه لاتین Sui به معنای «خود» و cide به معنای «کشتن» است و اصطلاحاً «خود را کشتن» یا «خودکشی» معنا می‌دهد (پوریوسفی، ۱۳۸۴).

برای خودکشی، تعاریف متعددی بیان شده است، دورکیم به‌عنوان اولین فردی که به بررسی تجربی خودکشی پرداخت، در کتاب خود، خودکشی را هر نوع مرگی که نتیجه مستقیم و یا غیرمستقیم کردار مثبت یا منفی خود قربانی است و می‌دانسته چنین نتیجه‌ای را به بار می‌آورد، تعریف می‌نماید (دورکیم، ۱۳۷۸).

1- Autoregressive Distributed Lag Method (ARDL)

2- Economic Policy Uncertainty (EPU)

3- Defonten

اکثر کسانی که واژه خودکشی را بعد از دورکیم تعریف کرده‌اند، به شکلی از دورکیم متأثر بوده‌اند. ژان بشلر^۱ که رساله دکترایش تحقیق جامعی در زمینه خودکشی است، خودکشی را این‌گونه تعریف می‌کند: هرگونه رفتاری که می‌کوشد از طریق پایان دادن به زندگی خود راه‌حلی برای مشکل زندگی بیابد (مردیها، ۱۳۸۲: ۲۶۳). در مجموع می‌توان نتیجه گرفت خودکشی عملی است آگاهانه و کاملاً ارادی که فرد برای پایان دادن به زندگی خویش انجام می‌دهد.

نظریات مرتبط با خودکشی

نظریات مختلف و متعددی به بررسی خودکشی و تبیین علل آن از زاویه خاص مربوط به خود پرداخته‌اند که از جمله آن می‌توان به دیدگاه اجتماعی، دیدگاه روان‌شناختی و دیدگاه اقتصادی اشاره نمود. با توجه به موضوع مطالعه، در ادامه، به بررسی دیدگاه‌های فوق پرداخته می‌شود.

دیدگاه اجتماعی: در دیدگاه اجتماعی که اولین بار توسط دورکیم مورد مطالعه قرار گرفت، بر این نکته تأکید شده است که میزان خودکشی با همبستگی اجتماعی، رابطه دارد. به عبارت دیگر، هرچه همبستگی اجتماعی افزایش یابد، میزان خودکشی کاهش می‌یابد. امروزه صاحب‌نظران علوم اجتماعی معتقدند که مفهوم یگانگی و همبستگی اجتماعی دورکیم با مفهوم نوین‌تر سرمایه اجتماعی همخوانی دارد و بیان می‌کنند که در اصل، کتاب خودکشی دورکیم در مورد بررسی تأثیرات سرمایه اجتماعی بر خودکشی است. بنابراین در نظر دورکیم، هرچه میزان سرمایه اجتماعی بیشتر باشد، میزان خودکشی نیز کاهش می‌یابد. این جمله دورکیم بیان واضحی از این موضوع است که «عامل اصلی و عمده‌ای که به زندگی ما هدف و معنا می‌بخشد، حدود تعلق و ارتباط ما با دیگران است. در این صورت است که زندگی ارزش پیدا می‌کند و اگر چنین نباشد، هر چیزی می‌تواند دستاویزی برای خلاص شدن از شر زندگی شود» (صدیق سروستانی، ۱۳۸۳: ۱۱۴).

دیدگاه روان‌شناختی: معمولاً در مطالعات روان‌کاوی، روانشناسی و تا حدودی روان‌پزشکی علاقه و تأکید بر این مطلب است که چرا اشخاص خاصی و تحت تأثیر چه مکانیزم‌های درونی اقدام به خودکشی می‌نمایند. از منظر آن‌ها اختلالات ذهنی و ناراحتی‌های روحی - روانی از قبیل اختلالات شخصیتی، خلقی، افسردگی و اضطراب، زمینه‌ساز خودکشی می‌باشند. در کل مطالعات روان‌شناختی عمدتاً بر روی رفتارهای فردی متمرکز شده است و بیشتر انگیزه‌ها و دلایل خودکشی را مورد توجه قرار می‌دهند (کاپلان و همکاران، ۱۳۸۲: ۸۷).

دیدگاه اقتصادی: اگر چه عوامل اجتماعی، رفتاری و فردی متعددی برای خودکشی می‌توان ذکر کرد، اما با این رویکرد که خودکشی فقط یک تراژدی شخصی نیست، بلکه شامل از دست دادن جدی سرمایه‌های انسانی و دارایی‌های مولد جامعه نیز می‌شود (رودریگز^۱، ۲۰۰۶: ۳۴) و با توجه به این مهم که تأثیر عوامل اقتصادی بر سایر بخش‌ها و به خصوص سازوکارهای اجتماعی انکارناپذیر است، می‌توان به بررسی اقتصادی این معضل پرداخت (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۸۰). با در نظر گرفتن خودکشی به‌عنوان یک عمل توأم با انتخاب می‌توان نتیجه گرفت که فرد زمانی دست به خودکشی خواهد زد که مطلوبیت انتظاری او از عمرش کمتر از حد مورد انتظارش باشد (هامرمش و ساس^۲، ۱۹۷۴). بر این اساس می‌توان متغیرهایی که مطلوبیت فرد را در آینده کاهش می‌دهند به‌عنوان عوامل تأثیرگذار اقتصادی بر خودکشی تلقی نمود (مکیان و لطفی، ۱۳۹۴: ۱۶۶).

عوامل مؤثر بر خودکشی

برای بررسی دقیق موضوع خودکشی مهم است که به شناسایی علل اثرگذار بر خودکشی به‌عنوان یک چارچوب نظری بالقوه پرداخته شود. از آنجایی که عوامل مؤثر بسیاری بر خودکشی وجود دارد (از جمله: آزادی‌های مدنی و کیفیت حکومت، نرخ مهاجرت، نرخ تولد، اندازه یا بعد خانوار، سن، جنسیت، پابندی به اصول دینی، قتل، شرایط فصلی و جغرافیایی، وضعیت بهداشت و سلامت، صنعتی شدن و درآمد افراد)، لذا در این پژوهش تنها به عوامل اثرگذاری پرداخته می‌شود که در قالب مدل اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

1- Rodriguze

2- Hamermesh and Soss

طلاق: طلاق می‌تواند باعث شرمساری، استرس و دیگر ناراحتی‌های ذهنی و روانی شود که ممکن است منجر به رفتارهای پرخطری مانند خودکشی گردد. از دیدگاه جامعه‌شناختی استاک^۱ (۲۰۰۰)، خلاصه‌ای از بررسی صدها مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت بین طلاق و خودکشی وجود دارد.

رشد اقتصادی: اگر رشد اقتصادی چشم‌انداز شغلی و مالی بهتر برای آینده مردم به ارمغان بیاورد، مردم را امیدوار خواهد کرد و احتمال اقدام به خودکشی ممکن است کاهش یابد. از سوی دیگر رشد اقتصادی ممکن است با تغییرات سریع اجتماعی همراه شده و موجب ایجاد مشکلاتی به‌ویژه برای افراد مسن شود. درحالی‌که بسیاری از محققان رابطه معناداری بین رشد اقتصادی و نرخ خودکشی پیدا کرده‌اند، برخی دیگر از محققان به چنین رابطه‌ای دست نیافته‌اند (چن و همکاران^۲، ۲۰۰۸).

نرخ باسوادی: طبق برخی از ادبیات موجود، سطح بالاتر نرخ باسوادی ممکن است به‌طور غیرمستقیم از طریق شغل بهتر و درآمد بالاتر، میزان خودکشی را کاهش دهد. از سوی دیگر تحصیلات بالاتر ممکن است پایبندی افراد به باورهای مذهبی را کاهش داده و به این طریق، میزان خودکشی را افزایش دهد. علاوه بر این، افراد تحصیل کرده به دلیل افزایش رقابت در بین همکلاسی‌ها و همکاران، به سطوح بالاتری از استرس و سرخوردگی دچار می‌گردند (کلیک و مارکوویتز^۳، ۲۰۰۳: ۸۶).

نابرابری درآمد: بسیاری از محققان معتقدند که نابرابری درآمد به خودکشی بالاتر منجر می‌گردد (چن و همکاران، ۲۰۰۸). به‌طور نسبی افراد محروم ممکن است تجربه استرس بیشتری در زندگی را داشته باشند که این تجربه به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم از طریق استفاده از الکل یا سیگار به خودکشی منتهی می‌شود (رودریگز، ۲۰۰۵: ۳۸).

نرخ بیکاری: اشتغال را می‌توان به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده درآمد دائمی دانست. درواقع بیکاری نشان‌دهنده کاهش در درآمد دائمی است. ازاین‌رو بر اساس چارچوب هامرمنش و

1- Stack

2- Chen et al.

3- Klick and Markowitz

ساس^۱ (۱۹۷۴)، افزایش نرخ بیکاری می‌تواند به افزایش خودکشی و اقدام به خودکشی منجر گردد. بسیاری از مطالعات اقتصادی نیز نشان می‌دهند که نرخ بالای بیکاری با نرخ بالای خودکشی همراه است (کو و کاکس^۲، ۲۰۰۸: ۱۶۵). البته در مطالعات دیگری، رابطه‌ی بین خودکشی و بیکاری به تفکیک زنان و مردان نیز بررسی و استدلال شده است که از یک سو به دلیل آن که اشتغال زنان با نقش زن به‌عنوان مادر و همسر در تعارض بوده و سبب تضعیف روابط خانوادگی می‌شود، لذا افزایش نرخ مشارکت اقتصادی و به عبارتی کاهش نرخ بیکاری زنان به افزایش خودکشی منجر می‌شود. از سوی دیگر، به دلیل مزایای اشتغال و منافع مالی که نصیب فرد می‌شود، می‌توان انتظار داشت که نرخ خودکشی هم در زنان و هم در مردان کاهش یابد. بنابراین اثر خالص اشتغال یا بیکاری در بین زنان بر میزان خودکشی مشخص نیست. ولی می‌توان گفت، رابطه‌ی بیکاری مردان و خودکشی، همواره یک رابطه مستقیم بوده است، چرا که مردان به جهت تشکیل و حفظ بنیان خانواده، در معرض فشارهای مالی، اجتماعی و روانی بسیاری قرار دارند، لذا با افزایش بیکاری مردان، می‌توان انتظار داشت که اقدام به خودکشی نیز در بین آنان افزایش یابد (چن و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۷۵).

نرخ تورم: تورم قدرت خرید افراد با درآمد ثابت را به افرادی که درآمدها رشد بیشتری نسبت به نرخ تورم دارد، انتقال می‌دهد. به عبارت دیگر، تفاوت وضعیت حقوق‌بگیران و صاحبان مشاغل با درآمدهای ثابت با آن‌هایی که متناسب با افزایش تورم، درآمد و دارایی‌هایشان افزایش می‌یابد، فاصله و اختلاف طبقاتی را موجب می‌شود. عدم تعادل میان درآمد و قیمت‌ها نیاز برای معیشت را تشدید نموده، ناکافی بودن درآمد، تلاش برای تأمین زندگی متناسب با جایگاه و اعتبار افراد، آن‌ها را مجبور می‌کند تا درصد انجام کار دوم و حتی سوم برآیند. از طرف دیگر اختلاف طبقاتی باعث گسست اجتماعی می‌شود، به نوعی که دیگر افراد جامعه از حال هم خیر ندارند و اگر کسی احتیاج به کمک داشته باشد، معمولاً مورد توجه و رسیدگی قرار نمی‌گیرد. هریک از این عوامل به‌تنهایی می‌تواند بر روی افزایش میزان خودکشی تأثیرگذار باشد (چن و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۷۶).

1- Hamermesh and Soss

2- Koo and Cox

نااطمینانی اقتصادی: نااطمینانی اقتصادی منجر به ایجاد شرایط نامطلوب اقتصادی در داخل کشور همچون تشدید رکود (باکر و همکاران^۱، ۲۰۱۳)، کاهش سرمایه‌گذاری (کانگ و همکاران^۲، ۲۰۱۴: ۴۵؛ وانگ و همکاران^۳، ۲۰۱۴: ۲۲۹)، تغییر در قیمت‌های سهام (پاستور و وروناسی^۴، ۲۰۱۲: ۱۲۲۱)، و کاهش میزان اشتغال (فرارا و گارین^۵، ۲۰۱۵)، همچنین می‌تواند منجر به تغییرات ناگهانی در موقعیت اجتماعی-اقتصادی گروه‌های مشخصی شود که انتظار دارند درآمدی به دست بیاورند ولی در بلندمدت این انتظار محقق نمی‌شود و همین امر منجر به خودکشی می‌گردد (آنتوناکاکیس و گپتا^۶، ۲۰۱۵).

پیشینه تحقیق

نخستین مطالعه در زمینه خودکشی را دورکیم (۱۸۹۷) انجام داده‌است. سپس، لستر^۷ (۱۹۹۵)، در مطالعه‌ای با داده‌های سری زمانی از ۱۴ کشور برای دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۵۰، به این نتیجه رسیدند که اگرچه میان بیکاری و اقدام به خودکشی در تمامی کشورهای مورد بررسی رابطه مثبت وجود داشته اما این رابطه تنها در ۴ کشور از نظر آماری معنادار بوده است.

نئومایر^۸ (۲۰۰۳)، با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۰ آلمان و به‌کارگیری روش رگرسیونی داده‌های تابلویی به این نتیجه رسید که اشتغال، با خودکشی رابطه منفی و معنادار و نابرابری درآمد، با خودکشی رابطه مثبت دارد، اما این رابطه معنادار نمی‌باشد.

چن و همکاران (۲۰۰۹)، با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای کشورهای عضو OECD طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۰ به بررسی تفاوت میان ژاپن و سایر کشورها از نظر

1- Baker et al.

2- Kang et al.

3- Wang et al.

4- Pastor and Veronasi

5- Ferrara and Gurin

6- Antonakakis and Gupta

7- Lester

8- Neumayer

خودکشی پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ضریب جینی به جز مردان در سن ۲۵-۴۴ و زنان بالای ۶۵ سال، دارای رابطه‌ای معنادار با خودکشی می‌باشد.

نوه^۱ (۲۰۰۹)، به بررسی رابطه بین نرخ بیکاری و خودکشی در کشورهای با درآمد متفاوت پرداخته است. نتایج نشان داد که رابطه بین نرخ بیکاری و خودکشی برای کشورهای با درآمد بالا مثبت است، اما در کشورهای با درآمد پایین، بیکاری تأثیر منفی بر خودکشی دارد.

یافته‌های پژوهش چن و همکاران (۲۰۱۰)، که به بررسی تأثیر بیکاری بر خودکشی در تایوان و هنگ‌کنگ پرداختند، نشان داد که تأثیر بیکاری بر نرخ خودکشی تایوان در طول دوره بیکاری بالا، مثبت و در طول دوره کاهش بیکاری، منفی بوده است. از سوی دیگر، کاهش خودکشی هنگ‌کنگ در دوران کاهش میزان بیکاری مربوط به بهبود شرایط اشتغال نمی‌باشد.

این‌گاکاکی^۲ (۲۰۱۰)، در مطالعه خود با استفاده از روش رگرسیونی حداقل مربعات برای دوره زمانی ۱۹۵۱-۲۰۰۷ به بررسی رابطه بین توزیع درآمد و خودکشی در ژاپن پرداخته است. نتایج از طریق تخمین مدل با استفاده از دو روش DMOLS و FMOLS بیانگر آن بودند که میان بیکاری و نابرابری درآمد با خودکشی رابطه‌ای مثبت و معنادار برقرار می‌باشد.

کوردوبا-دونا و همکاران^۳ (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای با عنوان «بحران اقتصادی و رفتار خودکشی: نقش بیکاری، جنسیت و سن در اندلس جنوب اسپانیا» با استفاده از مدل رگرسیون خطی با اثرات ثابت به بررسی اثرات بحران اقتصادی بر روی تلاش برای خودکشی پرداخته است. پس از شروع بحران، افزایش شدیدی در نرخ خودکشی رخ داده است.

1- Noh

2- Inagaki

3- Cordoba-Dona et al.

ریورا و همکاران^۱ (۲۰۱۵)، در مقاله خود، بحران خودکشی و بهره‌وری نیروی کار در اسپانیا را بررسی کرد. نتایج نشان داد کاهش رشد اقتصادی و افزایش بیکاری تأثیر منفی بر روی نرخ خودکشی دارند. همچنین بحران اقتصادی در میزان خودکشی سال‌های اخیر اسپانیا نقش داشته‌است.

آنتوناکاکیس و گوپتا^۲ (۲۰۱۵)، به بررسی رابطه بین عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی و مرگ‌ومیر ناشی از خودکشی در ایالت متحده پرداختند. نتایج حاکی از افزایش خودکشی با افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی در مردان بوده است، اگر چه زنان نسبت به ناطمینانی‌های اقتصادی انعطاف‌پذیرتر هستند.

جمشیدزاده (۱۳۸۲)، در مطالعه توصیفی-تحلیلی خود به بررسی وضعیت و علل خودکشی در استان ایلام با تأکید بر عوامل خانوادگی پرداخته است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که شرایط نامناسب زندگی و بیماری روانی علل اصلی اقدام به خودکشی می‌باشد. در این میان، افراد بیکار بیشترین قشر آسیب‌پذیر در برابر خودکشی شناخته شده‌اند.

احمدی و ابوترابی‌زارچی (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و میزان خودکشی در استان‌های کشور» با استفاده از روش تحلیل ثانوی به بررسی رابطه‌ی بین خودکشی و سرمایه اجتماعی در استان‌های کشور در سال ۱۳۷۹ پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرهای سرمایه اجتماعی تعمیم‌یافته ساختاری (میزان شرکت در انجمن‌ها و گروه‌های داوطلبانه) و سرمایه اجتماعی نهادی ساختاری (میزان شرکت در انتخابات) با خودکشی رابطه منفی دارند ولی دیگر ابعاد سرمایه اجتماعی و سرمایه اجتماعی کلی با خودکشی رابطه معناداری ندارند.

نصرالهی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر اقدام به خودکشی در زنان شهرنشین کشور طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۸» با روش داده‌های تلفیقی به بررسی شواهد مربوط به خودکشی زنان و شناسایی متغیرهای تأثیرگذار

1- Rivera et al.

2- Antonakakis and Gupta

بر خودکشی در زنان ایران پرداخت. نتایج نشان‌دهنده روابط مثبت و معنادار میان بیکاری زنان، نابرابری درآمد، صنعتی شدن، نرخ طلاق و نرخ اقدام به خودکشی در زنان بود. در این مطالعه رابطه بین شهرنشینی و خودکشی معنادار نمی‌باشد.

رحیمیان‌بوگر و همکاران (۱۳۹۳)، با استفاده از روش لجستیک به بررسی نقش پیش‌بینی‌کننده عوامل روان‌شناختی، جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی در ایده‌پردازی خودکشی در شهرستان سمنان پرداختند. نتایج حاکی از آن است که عوامل یاد شده نسبت شانس ایده‌پردازی خودکشی را افزایش می‌دهند.

مکیان و لطفی (۱۳۹۴)، در مقاله‌ای با عنوان «علل اقتصادی خودکشی مطالعه موردی اقتصاد ایران»، با استفاده از داده‌های تلفیقی به بررسی عوامل مؤثر بر خودکشی و ارائه راه‌کارهایی برای مقابله با آن در ایران به تفکیک استان‌های کشور و برای دوره زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۹ پرداخته‌اند. طبق نتایج این مطالعه، در حالی که تأثیر نرخ بیکاری، نابرابری درآمد و صنعتی شدن بر خودکشی مثبت و معنادار می‌باشد، اثر رشد جمعیت بر خودکشی معنادار نبوده است.

مرور ادبیات موضوع نشان می‌دهد، عوامل اقتصادی در کنار سایر عوامل دیگر، می‌توانند زمینه‌ساز بروز پدیده اجتماعی خودکشی شوند. از جمله این عوامل می‌توان به فقر، نابرابری درآمد، بیکاری، رشد اقتصادی و غیره اشاره کرد. ولی مهم‌تر از این عوامل، بی‌ثباتی‌های موجود در متغیرهای اقتصادی است. نکته‌ای که در کمتر مطالعه‌ای به آن پرداخته شده است، بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی موجب ناطمینانی و بی‌اعتمادی مردم به دولت و دستگاه‌های اجرایی می‌شود، لذا مطلوبیت و انتظار فرد از زندگی آینده خود کاهش می‌یابد. در این مطالعه تلاش شده است در کنار سایر عوامل اقتصادی، به اثر یک شاخص ترکیبی از ناطمینانی‌های موجود در سیاست‌های اقتصادی بر خودکشی نیز پرداخته شود.

معرفی روش تحقیق، مدل و متغیرهای مورد بررسی

روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

براساس ادبیات اقتصادسنجی جهت تخمین الگو ابتدا بایستی آزمون‌های مانایی متغیرها صورت گیرد. چنانچه متغیرهای نامانا در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرند، علی‌رغم عدم وجود هیچ رابطه‌ای بین متغیرها، ضریب تعیین به‌دست آمده مقدار بالایی است در نتیجه استنباط‌های نادرستی ممکن است صورت گیرد (مواجه شدن با مسأله رگرسیون کاذب). برای این منظور، معمولاً از آزمون‌های دیکی-فولر-تعمیم‌یافته^۱ (ADF) و فیلیپس-پرون^۲ (PP) استفاده می‌شود. در صورت نامانا بودن از روش تفاضل‌گیری برای رفع آن استفاده می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). به‌منظور برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا از روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. در این روش تعداد وقفه‌های بهینه توسط یکی از معیارهای آکائیک^۳، شوارتز^۴ و حنان-کوئین^۵ تعیین می‌شود و در کوتاه‌مدت از الگوی تصحیح خطای^۶ (ECM) استفاده می‌شود که ضمن نشان دادن روابط پویایی کوتاه‌مدت، سرعت تعدیل به سمت بلندمدت را نیز نشان می‌دهد.

براساس مطالعه پسران و شین (۲۰۰۱) با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب نشان دادند که می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای موردنظر در یک مدل را به‌دست آورد و این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به I(0) و یا I(1) بودن متغیرهای مدل انجام می‌شود.

در این مقاله برای بررسی همگرایی و روابط بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و نرخ خودکشی در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ از روش ARDL برای متغیرها استفاده شده است. الگوی ARDL یک الگوی پویا بوده و شکل کلی آن به‌صورت زیر می‌باشد:

1- Augmented Dickey-Fuller

2- Phillips-Perron

3- Akaike

4- Schwarz

5- Hannan-Quinn

6- Error Correction Model

$$\phi(1, p)y_t = \sum_{i=1}^k bi(1, q_i)x_{it} + Cw_t + u_t \quad (1)$$

$$\phi(1, p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 + \dots + \phi_p L^p \quad (2)$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, k \quad b_i(L, q_i) = b_i + b_{i1}L + \dots + b_{iq}L^q \quad (3)$$

در اینجا L عملگر وقفه و W_t بردار متغیرهای غیرتصادفی مانند عرض از مبدأ، متغیر مجازی و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت می‌باشد. y_t متغیر وابسته و x_{it} متغیرهای مستقل می‌باشند. p و q_i به ترتیب تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و مستقل می‌باشند. برای برآورد الگو ابتدا بایستی حداکثر طول وقفه مدل (m) توسط محقق تعیین شود و سپس با استفاده از نرم‌افزار Microfit برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر معمولی (OLS) برآورد می‌شود. در ادامه با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک، شوارتز-بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل‌شده انتخاب می‌شود. پسران و شین (۱۹۹۵) در مورد تصریح وقفه‌های الگو، به‌کارگیری معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین را پیشنهاد می‌کنند. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و باعث می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود. برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه (۴) بدست می‌آیند.

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{\phi}(1, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \hat{\phi}_1 - \dots - \hat{\phi}_p} \quad i = 1, 2, 3, \dots, k \quad (4)$$

حال برای بررسی این‌که رابطه بلندمدت رابطه حاصل از این روش، می‌توان از روش ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) استفاده کرد. در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به‌وسیله محاسبه آماره F ، برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا، مورد آزمایش قرار می‌گیرد. نکته مهم آن است توزیع F یاد شده، غیراستاندارد است. پسران و پسران (۱۹۹۷) مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسورها و این‌که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن‌ها دو گروه از مقادیر را ارائه کردند: یکی بر این اساس که تمامی متغیرها ایستا هستند و دیگری

بر این اساس که همگی غیرایستا (با یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده) می‌باشند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار بگیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند، گرفته می‌شود. چنانچه F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر یادشده پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند (تشکینی، ۱۳۸۴).

معرفی مدل و متغیرها

در این مطالعه تلاش شد، علاوه بر بررسی عوامل اقتصادی اثرگذار بر میزان خودکشی، از عوامل اجتماعی و فرهنگی متعددی همچون: نرخ طلاق، نرخ باسوادی، سرمایه‌های اجتماعی و غیره نیز استفاده شود. از آنجایی وارد کردن تمام متغیرها در یک مدل اقتصادی، از کارایی مدل می‌کاهد، لذا با در نظر گرفتن وضعیت خاص هر کشور و همچنین وجود یا عدم وجود آمار هریک از متغیرها در بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳، می‌توان مدل (۵) که برگرفته از مطالعه آتوناکاکیس و گوپتا (۲۰۱۵) است، به عنوان مدل نهایی برگزید:

$$\begin{aligned}
 SR_t = & C + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{1t} SR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_{2t} EPU_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \beta_{3t} Gini_{t-i} + \\
 & \sum_{i=0}^{n_4} \beta_{4t} MUR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_5} \beta_{5t} WUR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} \beta_{6t} DR_{t-i} + \\
 & \sum_{i=0}^{n_7} \beta_{7t} LR_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_8} \beta_{8t} SC_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_9} \beta_{8t} GDP_{t-i} + \\
 & \sum_i^{n_{10}} \beta_{10t} INF_{t-i} + \varepsilon_t + Trend
 \end{aligned} \quad (5)$$

که در آن، SR : میزان اقدام به خودکشی به صورت درصدی از تعداد جمعیت کشور؛

EPU : شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی؛

$Gini$: ضریب جینی (درصد)؛

MUR : نرخ بیکاری مردان (درصد)؛

WUR: نرخ بیکاری زنان (درصد)؛

DR: میزان طلاق به صورت درصدی از تعداد ازدواج‌های صورت گرفته؛

LR: نرخ باسوادی (درصد)؛

SC: تعداد پرونده‌های قضایی به‌عنوان شاخصی منفی از سرمایه اجتماعی (میلیون پرونده)؛

GDP: رشد اقتصادی (درصد)؛

INF: نرخ تورم (درصد). همچنین n_1, n_2, \dots, n_3 تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مدل؛

C: عرض از مبدأ؛

Trend: روند متغیرها در طول دوره زمانی، ε_t : جمله خطا.

در این مطالعه، ریسک و ناطمینانی به‌وسیله بی‌ثباتی^۱ معرفی شده و از شش منبع اصلی ناطمینانی اقتصادی در ایران شامل سطح فعالیت‌های اقتصادی، شاخص کل بازار سهام، تغییرات نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز و نرخ‌های سود کوتاه‌مدت بانکی استفاده کرده است. چندین روش برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی و ناطمینانی شرطی پیشنهاد شده است، یک روش اندازه‌گیری متداول عبارت است از به‌کارگیری مدل ناهمسانی شرطی بازگشتی عمومی GARCH. این مدل که توسط بولرسلو^۲ (۱۹۸۶) پیشنهاد شد، واریانس شرطی مجذور پسماندهای معادله تخمینی را محاسبه و آن را به‌عنوان بی‌ثباتی یا ناطمینانی در نظر می‌گیرد.

هم‌چنین بولرسلو، چویو و کرونر^۳ (۱۹۹۲)، شکل گسترش‌یافته مدل‌های واریانس شرطی را به‌صورت GARCH(p,q) معرفی کردند که براساس آن یک متغیر اقتصادی y_t می‌تواند به‌عنوان GARCH(p,q) به‌صورت زیر مدل‌سازی شود:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_t, N(0, h_t) \quad (۷)$$

1- Volatility

2- Bollerslev

3- Bollerslev, Chou and Kroner

$$h_t = \sigma + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^a \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (۸)$$

که μ_t ، میانگین y_t هاست و شرط روی اطلاعات به وسیله Ω_{t-1} تنظیم می‌شود. برای اطمینان از این که واریانس ناهمسانی شرطی یا h_t مثبت شود، نابرابری‌های زیر نیز باید به عنوان قید در نظر گرفته شوند:

$$\alpha_i > 0, \beta_i > 0, \alpha_j > 0 \quad (۹)$$

شایان ذکر است که چنانچه β_i ها صفر باشند، به مدل ARCH دست می‌یابیم. مدل دیگری که اثر نامتقارن اخبار را می‌پذیرد، مدل GARCH نمایی (یا EGARCH) است. مشکلی که در استفاده از مدل GARCH استاندارد وجود دارد، این است که باید مطمئن شد که همه ضرایب تخمینی مثبت‌اند. نلسون^۱ (۱۹۹۱)، مدلی پیشنهاد داد که در آن نیاز نیست قید منفی بودن ضرایب را داشته باشیم. مدل (۱۰) را در نظر بگیرید:

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (۱۰)$$

معادله فوق، GARCH نمایی نامیده می‌شود. در مدل فوق معادله واریانس شرطی به شکل لگاریتمی -خطی است. با وجود بزرگی $\ln(h_t)$ ، مقدار h_t نمی‌تواند منفی باشد. بنابراین، ضرایب مجازند که منفی نیز باشند.

در این مطالعه، عوامل سهیم در ایجاد نااطمینانی اقتصادی در ایران شامل تولیدناخالص داخلی^۲، شوک‌های خارجی (نرخ تغییر ارز دوجانبه بین ریال ایران و دلار آمریکا)، نرخ سود بانکی، نرخ تورم و شاخص بازار سهام هستند. بی‌ثباتی‌های مربوط به این متغیرها توسط مدل‌های مختلف تکنیک GARCH که در بالا توضیح داده شد، قابل استخراج‌اند.

1- Nelson

2- GDP

شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) که برگرفته از مطالعه جوزف آتا-منسا^۱ (۲۰۰۴) است، به عنوان متوسط وزنی از بی‌ثباتی‌های تخمین زده شده که به وسیله انحراف از میانگین هر بی‌ثباتی، بر انحراف معیار آن استاندارد شده‌اند، ایجاد می‌شود. بنابراین EPU به وسیله فرمول (۱۱) بیان می‌شود.

$$EPU = \sum_{i=1}^N \lambda_i \left(\frac{vol_i - \overline{vol}_i}{\sigma_{vol}} \right) \quad (11)$$

که vol_i : عبارت است از سری بی‌ثباتی یا واریانس ناهمسانی شرطی مربوط به عاملی که منبع نااطمینانی است، \overline{vol}_i : میانگین بی‌ثباتی، σ_{vol} : انحراف معیار بی‌ثباتی، λ_i : وزن مربوط به هر عامل نااطمینانی که برای سادگی فرض می‌شود اجزای EPU دارای وزن‌های یکسان هستند و N : تعداد منابع نااطمینانی است.

لازم به ذکر است، داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و سالنامه‌های کشوری مرکز آمار ایران در بازه زمانی منتخب گردآوری شده است.

یافته‌های پژوهش

آزمون‌های ایستایی یا ریشه واحد

نخستین مرحله در برآورد یک الگوی سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرهای آن الگوست. به‌طور کلی هر سری زمانی هنگامی ایستا نامیده می‌شود که میانگین و واریانس آن در طی زمان ثابت باشد و مقدار کوواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله یا وقفه بین دو دوره بستگی داشته و ارتباطی به زمان واقعی محاسبه کوواریانس نداشته باشد. در این مطالعه برای تشخیص ایستایی متغیرهای سری زمانی (۱۳۹۳-۱۳۵۳) از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاده و طول وقفه براساس معیار شوارتز (SIC) تعیین شده است. به دلیل کاهش حجم مقاله تنها به خلاصه‌ای از نتایج پرداخته می‌شود.

کلیه متغیرهای مدل به غیر از سرمایه اجتماعی، شاخص نااطمینانی اقتصادی و رشد

اقتصادی در سطح ایستا نمی‌باشند و قدرمطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای آن‌ها در سطح از قدرمطلق مقادیر بحرانی کوچک‌تر بوده و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. از این رو، با یکبار تفاضل‌گیری از این متغیرها، قدرمطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای آن‌ها از قدرمطلق مقادیر بحرانی بزرگ‌تر شده و ایستا بودن آن‌ها را به اثبات می‌رساند. با توجه به اینکه ترکیبی از متغیرهای $I(0)$ یا $I(1)$ وجود دارد، بایستی با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها، از رهیافت خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (پسران، ۱۹۹۷) استفاده شد.

برآورد مدل کوتاه‌مدت

براساس معیارهای تعیین وقفه بهینه از جمله شوارتز، آکائیک و حنان-کوئین، حداکثر دو وقفه بهینه برای متغیرهای موجود در مدل در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل در جدول شماره (۱) نشان داده شده است:

جدول شماره (۱): نتایج حاصل از برآورد رابطه کوتاه‌مدت مدل

متغیر	ضریب	سطح احتمال
SR(-1) - نرخ خودکشی با یک دوره وقفه	-۰/۲۵۲۱	۰/۲۱۸
SR(-2) - نرخ خودکشی با دو دوره وقفه	۰/۷۸۳۹	۰/۰۰۴
EPU - شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی	-۰/۰۰۴۷	۰/۰۰۴
EPU(-1) - شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با یک دوره وقفه	۰/۰۰۲۴	۰/۰۹۱
EPU(-2) - شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی با دو دوره وقفه	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۱
Gini - ضریب جینی	۰/۰۲۶۵	۰/۵۶۲
Gini(-1) - ضریب جینی با یک دوره وقفه	۰/۱۱۶۵	۰/۰۲۷
Gini(-2) - ضریب جینی با دو دوره وقفه	۰/۰۳۷۰	۰/۳۴۱
INF - نرخ تورم	-۰/۳۱۵۸	۰/۷۰۷
INF(-1) - نرخ تورم با یک دوره وقفه	-۱/۵۹۲۰	۰/۲۴۳
INF(-2) - نرخ تورم با دو دوره وقفه	-۱/۹۴۹۷	۰/۰۳۷
GDP - رشد اقتصادی	-۰/۰۳۵۴	۰/۰۱۲
GDP(-1) - رشد اقتصادی با یک دوره وقفه	-۰/۰۲۹۹	۰/۰۲۱

ادامه جدول شماره (۱): نتایج حاصل از برآورد رابطه کوتاه مدت مدل

متغیر	ضریب	سطح احتمال
MUR- نرخ بیکاری مردان	۰/۰۱۰۲	۰/۹۲۱
MUR(-1)- نرخ بیکاری مردان با یک دوره وقفه	۰/۱۷۶۹	۰/۰۲۵
WUR- نرخ بیکاری زنان	-۰/۰۹۴۷	۰/۰۷۸
WUR(-1)- نرخ بیکاری زنان با یک دوره وقفه	۰/۱۵۸۷	۰/۰۲۰
DR- نرخ طلاق	۰/۱۷۰۷	۰/۰۰۵
DR(-1)- نرخ طلاق با یک دوره وقفه	۰/۰۹۳۰	۰/۱۴۲
LR- نرخ باسوادی	۰/۰۶۱۷	۰/۴۱۱
LR(-1)- نرخ باسوادی با یک دوره وقفه	۰/۳۳۱۸	۰/۰۰۱
SC- سرمایه اجتماعی	-۰/۰۰۳۹	۰/۹۶۲
SC(-1)- سرمایه اجتماعی با یک دوره وقفه	۰/۰۷۹۱	۰/۳۰۶
C- عرض از مبدأ	-۴/۶۴۹۲	۰/۷۶۸
TREND- روند	۰/۱۱۹۰	۰/۶۱۹
	$R^2 = ۰/۹۹۴۸$	$R^2 = ۰/۹۸۶۰$
	$F = ۱۱۲/۵۰۰۰$	$h-DW = -۰/۶۵۳۳$
	(۰/۰۰۰)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۱)، شاخص ناطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) تا دو دوره وقفه بر نرخ خودکشی اثر معناداری داشته است، به طوری که با افزایش یک واحدی در ناطمینانی اقتصادی، نرخ خودکشی به میزان ۰/۰۰۴ واحد کاهش یافته، ولی در وقفه‌های اول و دوم این رابطه مثبت شده و با افزایش یک واحدی در ناطمینانی اقتصادی، نرخ خودکشی به ترتیب به ۰/۰۰۲ و ۰/۰۰۶ واحد افزایش یافته است. ضریب جینی نیز نه تنها در سطح بلکه در وقفه‌های اول و دوم، دارای رابطه مثبت با نرخ خودکشی بوده و به عبارتی با توزیع ناعادلانه درآمد، خودکشی افزایش یافته است. از دیگر متغیرهای اقتصادی به کار رفته در مدل، تورم است که با یک دوره وقفه دارای اثرگذاری مثبت بر نرخ خودکشی بوده است. با بهبود رشد اقتصادی، نرخ خودکشی به طور معناداری کاهش یافته که این رابطه منفی هم در سطح و هم با یک دوره وقفه برقرار بوده است. نرخ بیکاری زنان و مردان ابتدا در سطح دارای رابطه منفی با نرخ خودکشی بوده، ولی بایک دوره وقفه، این رابطه مثبت و

معنادار شده است، به طوری که با افزایش بیکاری زنان و مردان، میزان خودکشی نیز افزایش یافته است. با افزایش یک واحدی در نرخ طلاق، خودکشی به میزان $0/17$ واحد افزایش یافته که این نسبت برای وقفه اول نرخ طلاق، $0/09$ واحد بوده است. با افزایش سطح تحصیلات و به عبارتی افزایش نرخ باسوادی افراد، میزان خودکشی نیز افزایش یافته است. تعداد پرونده‌های قضایی که به عنوان شاخص سرمایه اجتماعی در مدل قرار گرفته، در سطح دارای رابطه منفی با نرخ خودکشی بوده ولی با یک دوره وقفه این رابطه مثبت و منجر به افزایش خودکشی شده است. همچنین در کوتاه‌مدت نرخ خودکشی تابعی از وقفه‌های خودش است، به عبارتی با نرخ خودکشی یک سال گذشته رابطه منفی و با نرخ خودکشی دو سال گذشته رابطه مثبت دارد.

مقادیر بالای ضرایب تعیین نشان‌دهنده آن است که متغیرهای مستقل موجود در مدل قدرت توضیح‌دهندگی بالایی بر نرخ خودکشی دارند. آماره F محاسباتی حاکی از معنادار بودن کل رگرسیون برآوردی است. به دلیل حضور وقفه‌های متغیر وابسته، از آماره h -دوربین واتسون^۱ استفاده شده که مقدار آن دال بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات اخلاص است.

جهت حصول اطمینان از برقراری فرض‌های کلاسیک (عدم وجود خودهمبستگی، فرم تابعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس) می‌توان از آماره‌های تشخیص استفاده نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول شماره (۲): نتایج حاصل از آماره‌های تشخیص

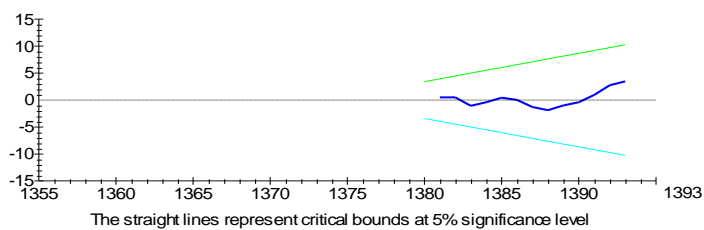
آزمون F		آزمون LM		فرض‌های کلاسیک
احتمال	آماره	احتمال	آماره	
$0/134$	$2/5540$	$0/111$	$1/4038$	Serial Correlation
$0/496$	$0/4910$	$0/233$	$1/4195$	Functional Form
-	-	$0/832$	$0/3673$	Normality
$0/191$	$1/7713$	$0/182$	$1/7817$	Heteroscedasticity

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱ - دامنه مورد پذیرش برای h -دوربین واتسون بین $1/96$ و $1/96$ - است.

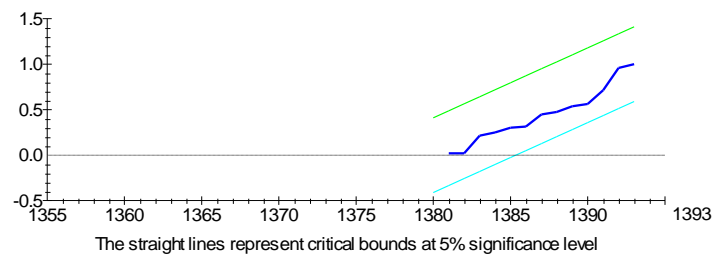
از آنجایی که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمال بودن را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض کلاسیک را تأمین می‌کند.

برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های $CUSUM^1$ ، $CUSUMSQ^2$ ، که منعکس‌کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند، انجام شده است. این آزمون که توسط هنسن^۳ (۱۹۹۲) ارائه گردید، بیان می‌کند پارامترهای تخمین زده شده در یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند. لذا انجام آزمون ثبات پارامتری ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماند بازگشتی (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMSQ) که توسط براون و دیگران^۴ (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده خواهد شد. اگر نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان ۹۵٪ باشند، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودارها از فاصله اطمینان بیرون زده باشند یا به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند، فرضیه صفر را می‌توان رد کرد.



نمودار شماره (۱): آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM) مربوط به ثبات ساختاری مدل

- 1- Cumulative Sum of Recursive Residual (CUSUM)
- 2- Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (CUSUMQ)
- 3- Hansen
- 4- Brown et al.



نمودار شماره (۲): آزمون مجذور پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMSQ) مربوط به ثبات ساختاری مدل

همانطور که مشاهده می‌گردد هر دو نمودار در بین دو خطی می‌باشند که ناحیه بحرانی را در سطح خطای ۵٪ تعیین کرده‌اند، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان گفت که مدل از ثبات ساختاری برخوردار است.

برآورد مدل بلندمدت

قبل از بحث درباره‌ی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود همگرایی بلندمدت، بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر^۱ (۱۹۹۲) استفاده شده است. به این منظور با استفاده از مدل ARDL، الگوی پویای رابطه مبادله خالص برآورد شده است. در آزمون بنرجی، دولادو و مستر، فرضیه صفر بیانگر وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش دارد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کم کرد و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کرد.

1- Banerjee.A, Dolado.J, Master.R

$$t = \frac{\sum_{i=1}^k Q^{\sim} - 1}{\sum_{i=1}^p S Q^{\sim}} \quad (12)$$

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاد و مستر (۱۹۹۲) بزرگ تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸۴).

در برآورد مدل حاضر نیز، آماره محاسباتی برابر با $-5/19$ است، که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولاد و مستر ($-4/52$ در سطح ۹۵ درصد) بزرگ تر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. نتایج برآورد مدل بلندمدت در جدول شماره (۳) ارائه شده است.

جدول شماره (۳): نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت مدل

متغیرها	ضرایب	سطح احتمال	آماره t
EPU	۰/۰۰۹۸	۰/۳۳۲	۱/۰۰۵۶
Gini	۰/۳۸۴۸	۰/۰۰۵	۳/۳۳۶۹
INF	-۱/۴۳۸۶	۰/۱۴۵	-۱/۵۴۳۲
GDP	-۰/۱۳۹۶	۰/۰۲۰	-۲/۶۲۹۲
MUR	۰/۳۹۹۸	۰/۳۰۰	۱/۰۷۵۹
WUR	۰/۱۳۶۷	۰/۲۱۱	۱/۳۱۰۸
DR	۰/۵۶۳۴	۰/۰۵۲	۲/۱۲۰۶
LR	۰/۸۴۰۷	۰/۰۲۰	۲/۶۱۹۸
SC	۰/۱۶۰۵	۰/۵۵۴	۰/۶۰۶۷
C	-۹/۹۳۰۱	۰/۷۶۴	-۰/۳۰۶۱
TREND	۰/۲۵۴۳	۰/۶۳۴	۰/۴۸۷۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت مدل نشان می‌دهد، شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) در بلندمدت رابطه مثبتی با نرخ خودکشی در ایران دارد. به طوری که با

افزایش یک واحدی در EPU، خودکشی به میزان $0/0098$ واحد افزایش می‌یابد. از آنجایی که ناطمینانی و بی‌ثباتی در سیاست‌های اقتصادی می‌تواند منجر به ایجاد شرایط نامطلوب اقتصادی همچون؛ کاهش سرمایه‌گذاری و تشدید رکود، تغییر در قیمت‌های سهام و نرخ سپرده‌های بانکی، افزایش نوسانات در نرخ ارز و تورم و غیره شود، لذا بر روی انتظارات افراد از سطح درآمد فعلی و آتی‌شان تأثیر گذاشته و می‌تواند منجر به کاهش مطلوبیت آن‌ها در آینده شود. همین امر اقدام به خودکشی در یک کشور را افزایش خواهد داد.

با افزایش ضریب جینی، نابرابری در درآمد افزایش یافته، افراد محروم تحت فشارهای مالی و اقتصادی بیشتری قرار می‌گیرند و در نتیجه می‌توان انتظار داشت که به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم، اقدام به خودکشی کنند. زمانی که متوسط قیمت کالاها و خدمات یا به‌عبارتی تورم افزایش می‌یابد، منجر به کاهش قدرت خرید افراد با همان درآمد سابق می‌شود، لذا افراد به دلیل ناتوانایی در تأمین معاش خانواده، تحت فشارهای روحی و روانی قرار گرفته و ممکن است اقدام به خودکشی نمایند. از سوی دیگر، اگر افزایش تورم حاصل رونق و رشد اقتصادی باشد، می‌توان انتظار داشت که سطح درآمد افراد با بالا رفتن قیمت‌ها، افزایش یافته و لذا دلیلی برای روی آوردن به خودکشی از این جنبه وجود ندارد. نتیجه به دست آمده در این مطالعه نیز نشان می‌دهد که افزایش تورم در بلندمدت منجر به کاهش خودکشی به میزان $1/43$ واحد شده است. در این مورد می‌توان استدلال کرد که به استثنای چند سال اخیر، از دهه ۷۰ به بعد، ایران دارای رشد اقتصادی مثبت بوده (گرچه با همین رشد مثبت نوسانات افزایشی و کاهش‌ی نیز داشته است) و افزایش تورم در بازه زمانی انتخابی به دلیل رونق اقتصادی در کشور بوده است. بنابراین می‌توان انتظار داشت که خودکشی در بلندمدت کاهش یابد.

هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد، رابطه رشد اقتصادی و نرخ خودکشی در بلندمدت منفی و معنادار است. به‌طوری که رشد اقتصادی در یک کشور، موجب ایجاد یک چشم‌انداز شغلی و مالی بهتری برای افراد می‌شود. لذا مردم امیدوار به آینده خواهند بود و اقدام به خودکشی نیز کاهش می‌یابد. با افزایش نرخ بیکاری زنان و مردان، میزان خودکشی در بلندمدت به ترتیب $0/13$ و $0/39$ واحد افزایش یافته است، چرا که اشتغال، مزایای مالی و اجتماعی

فراوانی برای افراد چه مردان و چه زنان ایجاد می‌کند، می‌توان گفت با اشتغال، افراد علاوه بر تأمین معاش زندگی و نیازهای روزمره خود، از تنش‌ها و استرس‌های ناشی از بیکاری نیز دور هستند.

با افزایش یک واحدی در نرخ طلاق، خودکشی به میزان $0/53$ واحد افزایش یافته است. نتیجه بدست آمده کاملاً بدیهی است، افراد به واسطه‌ی جدایی و طلاق دچار ناراحتی‌های روحی و روانی بسیاری خواهند شد که احتمال روی آوردن به رفتارهای پرخطری همچون خودکشی را نیز افزایش دهد. افزایش پرونده‌های قضایی نیز که به‌عنوان شاخص سرمایه اجتماعی در مدل قرار گرفته، دارای رابطه مثبت با میزان خودکشی در ایران است. می‌توان گفت که افزایش پرونده‌های قضایی با هر علتی که در مراجع قضایی تشکیل می‌شوند، به دلیل بی‌اعتمادی و نبود شرایط اجتماعی، اخلاقی و فرهنگی مستحکم در بین افراد یک جامعه است، لذا با از بین رفتن سرمایه‌های اجتماعی در بین مردم، فشارهای روحی و روانی بر افراد تشدید شده و اقدام به خودکشی نیز افزایش می‌یابد.

همچنین با افزایش سطح تحصیلات و نرخ باسوادی افراد، خودکشی به میزان $0/84$ واحد افزایش یافته است. دلیل آن را می‌توان در افزایش رقابت در بین همکلاسی‌ها، کم‌تر شدن پایبندی به باورهای مذهبی، سرخوردگی ناشی از پیدا نکردن کار علی‌رغم تحصیلات دانشگاهی دانست.

برای مقایسه رفتار کوتاه‌مدت متغیرها با مقادیر بلندمدت، از الگوی تصحیح خطای مرتبط با رابطه کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست آمده اگر ضریب ECM از نظر آماری معنی‌دار و منفی باشد، بیانگر سرعت تعدیل بالا است و همچنین معنی‌دار بودن ضریب ECM نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو می‌باشد. براساس نتایج ارائه شده ضریب $ECM(-1)$ برابر $-0/46$ است و این امر نشان‌دهنده آن است که در صورت بروز شوک‌های ناگهانی در کوتاه‌مدت، در هر دوره $0/46$ از اثر شوک تعدیل می‌شود و تقریباً در طول دو دوره الگوی کوتاه‌مدت به سمت الگوی بلندمدت همگرا خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

روند روبه رشد پدیده خودکشی کشور در دهه اخیر علوم مختلف را بر آن داشته تا هریک به تناسب حوزه خود به بررسی و شناسایی علل مؤثر بر خودکشی پرداخته و با ارائه راهکارهایی زمینه را برای کاهش این پدیده فراهم نمایند. در این میان و با توجه به اینکه عوامل اقتصادی از جمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر خودکشی می‌باشند، علم اقتصاد نیز همگام با سایر علوم تلاش‌هایی را در جهت بررسی و شناسایی عوامل اقتصادی مؤثر بر خودکشی انجام داده است. مطالعه حاضر نیز از جمله مطالعات مذکور قلمداد شده که با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی (EPU) بر خودکشی در کشور ایران و در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۳ پرداخته است. لازم به ذکر است علاوه بر بررسی عوامل اقتصادی، به تأثیر عوامل اجتماعی و فرهنگی از جمله؛ نرخ طلاق، باسوادی و سرمایه اجتماعی بر خودکشی نیز پرداخته شده است. نکته بارز در این مطالعه، استفاده از یک شاخص ترکیبی از نااطمینانی‌های اقتصادی است که شامل پنج متغیر عمده اقتصادی می‌شود؛ تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ سودهای بانکی و شاخص قیمت سهام.

نتایج حاصل از برآورد مدل در بلندمدت نشان می‌دهد که رابطه این شاخص ترکیبی (EPU) با نرخ خودکشی در ایران مثبت بوده است. لذا با تشدید نوسانات در متغیرهای اقتصادی، شرایط نامطلوبی در جامعه ایجاد خواهد شد که به سبب آن افراد نسبت به درآمد و مطلوبیت خود در آینده بی‌اعتماد شده و اقدام به خودکشی در کشور افزایش خواهد یافت. از دیگر متغیرهای اقتصادی بکار رفته در مدل می‌توان به ضریب جینی، نرخ بیکاری زنان و مردان، نرخ تورم و رشد اقتصادی اشاره کرد که با افزایش بیکاری و نابرابری در درآمد، فشارهای مالی و روانی بسیاری بر فرد وارد شده که منجر به افزایش خودکشی می‌گردد. ولی با افزایش نرخ تورم که به واسطه رونق اقتصادی ایجاد شده است، خودکشی در بلندمدت کاهش یافته است.

علاوه بر متغیرهای اقتصادی، از متغیرهای اجتماعی همانند نرخ طلاق، نرخ باسوادی و سرمایه اجتماعی نیز استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش طلاق و بالا

رفتن سطح تحصیلات افراد در کشور، موجب افزایش اقدام به خودکشی شده است. از سوی دیگر تعداد پرونده‌های قضایی نیز به‌عنوان شاخص سرمایه اجتماعی در مدل قرار گرفته که رابطه مثبتی با نرخ خودکشی داشته است.

بنابراین در مجموع می‌توان گفت که جهت کاهش روند خودکشی در کشور، علاوه بر توجه به عوامل منفی اجتماعی، به عوامل اقتصادی و مهم‌تر از آن بی‌ثباتی‌های ناشی از این عوامل نیز پرداخته شود. در ادامه برخی پیشنهادهای و توصیه‌های سیاست‌گذاری جهت رفع و مواجهه با بی‌ثباتی‌های اقتصادی ارائه شده است:

- یکی از متغیرهای اثرگذار در شاخص ترکیبی ناطمینانی اقتصادی، نرخ ارز است، که پیشنهاد می‌شود تا حد ممکن از اعمال سیاست‌های کوتاه‌مدت که نوسانات ارزی را به همراه داشته باشد، خودداری گردد و سیاست ثبات نرخ ارز اعمال شود. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به اعمال سیاست تنش‌زدایی برای کاهش چالش‌های داخلی و خارجی و کاهش نوسانات ارزی اشاره کرد؛

- رفتن به سمت کاهش سهم و وابستگی به درآمدهای نفتی در رشد اقتصادی کشور؛

- ایجاد اعتماد عمومی در مردم با پیگیری و سیاست‌های اعلام شده و تلاش در جهت محقق کردن آن‌ها در مدت زمان اعلام شده به مردم؛

- نکته‌ای که در ایجاد بی‌ثباتی‌های اقتصادی نقش بسزایی دارد، تصمیم‌گیری‌های کوتاه‌مدتی است که دولت و دستگاه‌های اجرایی جهت رفع نوسانات متغیرهای اقتصادی اتخاذ می‌کنند. بایستی برای سیاست‌گذاری جدید به‌نحوی عمل کرد که ساختارهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی هماهنگ با این سیاست‌ها تغییر کنند. و از آنجایی که تغییر ساختارها به راحتی و در کوتاه‌مدت غیرممکن می‌باشد، لذا باید در بلندمدت و به صورت گام‌به‌گام صورت گیرد.

- به جهت رفع بیکاری زنان و مردان و همچنین اثر مثبتی که نرخ باسوادی بر میزان خودکشی در این مطالعه داشت، پذیرش دانشجوی بایستی متناسب با نیازهای اقتصادی- اجتماعی کشور انجام گیرد. این تناسب در سطوح مختلف آموزشی و خصوصاً تمرکز بر

تحصیلات کاردانی فنی و حرفه‌ای (با هدف ورود مستقیم به بازار کار و صنعت) و تحصیلات عالی، خاصه دوره دکترا (که نیروی متخصص و نخبه موردنیاز را فراهم می‌کند)، باید اعمال شده و از حجم زیاد پذیرش دانشجوی ارشد و خصوصاً کارشناسی پرهیز شود. البته، کاهش پذیرش دانشجو و حتی دانش‌آموز در رشته‌هایی که حرفه محور نبوده و مورد نیاز جامعه نمی‌باشند، مورد نظر است.

منابع

- احمدی، حبیب و فاطمه ابوترابی زارچی (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و میزان خودکشی در استان‌های کشور»، *فصلنامه راهبرد اجتماعی و فرهنگی*، سال اول، شماره ۲، صص ۷۹-۶۳.
- پوریوسفی، حمید (۱۳۸۴)، «بررسی میزان، علل و انگیزه‌های خودکشی در ایران و جهان»، *فصلنامه علوم اجتماعی دانشگاه آزاد خلیخال*، شماره ۵.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴)، «*تصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*». تهران، موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، چاپ اول.
- جمشیدزاده، فرخ‌لغاء (۱۳۸۲)، «*بررسی روند تغییر برخی ویژگی‌های موارد خودکشی و اقدام به خودکشی در استان ایلام طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۳*»، پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی، تهران.
- دورکیم، امیل (۱۳۷۸)، «*خودکشی، جنبه‌های جامعه‌شناختی*»، ترجمه نادر سالارزاده امیری، تهران، دانشگاه علامه طباطبایی.
- رحیمیان بوگر، اسحق و همکاران (۱۳۹۳)، *عوامل روان‌شناختی، جمعیت‌شناختی و اجتماعی-اقتصادی مرتبط با ایده‌پردازی خودکشی در جمعیت عمومی شهر سمنان در سال ۱۳۹۱*، دانشگاه علوم پزشکی اراک، سال اول، شماره ۱۷، صص ۳۸-۲۵.
- ستوده، هدایت‌الله (۱۳۸۹)، «*سبب‌شناسی اجتماعی (جامعه‌شناسی انحرافات)*»، تهران، آوای نور، چاپ بیست و یکم.
- صدیق‌سروستانی، رحمت‌الله (۱۳۸۳)، «*سبب‌شناسی اجتماعی (جامعه‌شناسی انحرافات اجتماعی)*»، تهران، انتشارات آن.
- کاپلان و همکاران (۱۳۸۲)، «*خلاصه روانپزشکی*»، ترجمه حسن رفیعی و همکاران، انتشارات نسل فردا، چاپ اول.
- مردیها، مرتضی (۱۳۸۲)، «*فضیلت عدم قطعیت در علم‌شناخت اجتماعی*»، تهران، طرح نو.
- مکیان، سیدنظام‌الدین و عزت‌الله لطفی (۱۳۹۴)، «*علل اقتصادی خودکشی (مطالعه موردی اقتصاد ایران)*»، *مجله علمی-پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۱۳، صص ۱۸۶-۱۶۳.

- نصرالهی، زهرا و همکاران (۱۳۹۲)، «عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر اقدام به خودکشی در زنان شهرنشین کشور طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۶»، *نشریه زن در توسعه و سیاست*، شماره ۳، صص ۳۷۷-۳۹۲.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، «ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی»، تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.
- Antonakakis, N. Gupta, R. (2015), *Is Economic Policy Uncertainty Related to Suicide Rates? Evidence from the United States*, University of Pretoria Department of Economics Working Paper Series.
- Baker, S., Bloom, N., Davis, S., (2013), *Measuring Economic Policy Uncertainty*, Working Paper Series, Stanford University and University of Chicago Booth School of Business.
- Bertolote, J., M., Fleischmann, A. (2002), A Global Perspective in the Epidemiology of Suicide, *Sociology*, Vol. 7, No. 2.
- Chen, Choi, Mori, Sawada and Sugano (2012), Socio-Economic Studies on Suicide: A Survey, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 26, No. 2, PP. 271-306.
- Chen, J., Choi, Y. and Sawada, Y. (2008), Suicide and Life Insurance, *Center for International Research on the Japanese Economy Discussion Papers*, CIRJE-F-558, University of Tokyo.
- Chen, J., Choi, Y. and Sawada, Y. (2009), How Is Suicide Different in Japan? Japan and the World Economy, Vol. 21, No. 2, pp. 140-150.
- Córdoba-Doña et al. (2014), Economic Crisis and Suicidal Behavior: The Role of Unemployment, Sex and Age in Andalusia, Southern Spain, *International Journal for Equity in Health*.
- Durkheim, E., (1897). *Le Suicide: Etude de Sociologies*. Alcan, Paris, Spaulding, J.A., Simpson, G (Trans.), 1952, *Suicide: A Study of Sociology*, Free Press, New York.
- Ferrara, L., Gurin, P., (2015). What Are The Macroeconomic Effects of High-Frequency Uncertainty Shocks? *Economics Working Papers 12*, University of Paris West-Nanterre la Defense, Economics.
- Hamermesh, D.S. and Soss, N.M. (1974). An Economic Theory of Suicide, *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, PP. 83-98.

- Inagaki K. (2010), Inequality and the Suicide Rate in Japan: Evidence from Cointegration and LA-VAR, *Journal of Applied Economics*, XIII (1): PP. 113-133.
- Joseph Atta-Mensah. (2004), *Money Demand and Economic Uncertainty*, Monetary and Financial Analysis Department Bank of Canada Ottawa, Ontario, Canada K1A0G9.
- Kang, W., Lee, K., Ratti, R.A., (2014), Economic Policy Uncertainty and Firm-Level Investment, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 39, pp. 42-53.
- Klick, J. and Markowitz, S. (2006), Are mental health insurance mandates effective? Evidence from Suicides, *Health Economics*, Vol. 15, No. 1, PP. 83-97.
- Koo, J. and Cox, W.M. (2008). An Economic Interpretation of Suicide Cycles in Japan, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 26, PP. 162-174.
- Lester, D. (1995), Explaining Regional Differences in Suicide Rates, *Social Sciences and Medicine* 40(5): PP. 719-721.
- Neumayer, E. (2003), Are Socioeconomic Factors Valid Determinants of Suicide? Controlling for National Cultures of Suicide with Fixed-effects Estimation, *Cross-Cultural Research*, Vol. 37, No. 3, PP. 307-329.
- Noh, Yong-Hwan (2009), Does Unemployment Increase Suicide Rates? The OECD Panel Evidence, *Journal of Economic Psychology*, PP. 575-582.
- Pastor, L., Veronasi, P., (2012). Uncertainty about Government Policy and Stock Prices, *The Journal of Finance*, Vol. 67, No. 4, PP. 1219-1264.
- Rodríguez, Antonio, (2006), Inequality and Suicide Rates: A Cross-Country Study, Institute for Advanced Development Studies, *Development Research Working Paper Series*, PP. 32-41.
- Stack, S. (2000). Media Impacts on Suicide: a Quantitative Review of 293 findings, *Social Science Quarterly*, Vol. 81: PP. 957-971.
- Wang, Y., Chen, C.R., Huang, Y. S., (2014). Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China, *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 26, PP. 227-243.