

# کاربرد نماد طلا در سرمایه‌گذاری بیمه زندگی بدون ربا

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۰۷

مانی مؤتمنی \*

هدی زبیری \*\*

۲۴۱

## چکیده

نفوذ بیمه‌های زندگی در ایران نسبت به نرخ متوسط جهانی بسیار پایین است. تورم مزمن و افت شدید ارزش پول ملی از دلایل مهم عدم موفقیت بیمه‌های زندگی در ایران است. این پژوهش ضمن بررسی قراردادهای جاری بیمه زندگی به این مسئله می‌پردازد که آیا ابزارهای مالی غیرپولی نظیر نماد طلا می‌تواند ضمن پوشش تورم، شبهات فقهی چنین قراردادی را برطرف سازد؟ به این منظور فرض شده است که بیمه‌گر، پس‌انداز ماهانه بیمه‌گذاران را به خرید نماد طلا اختصاص دهد و در پایان قرارداد، کل طلای خریداری‌شده بیمه‌گذاران را (بدون اضافه نمودن سود) به آنها بازگرداند.

در پردازش داده‌ها از قیمت سکه تمام بهار طرح جدید به عنوان نماینده قیمت نماد طلا استفاده شده است. با به‌کارگیری روش ARDL مشخص شده است که قیمت سکه طلا می‌تواند در بلندمدت بر تورم غلبه نماید؛ درحالی‌که قراردادهای پولی فاقد چنین قابلیت‌هایی هستند.

واژگان کلیدی: بیمه زندگی، تورم، ابزار مالی بدون ربا، طلا.

طبقه‌بندی JEL: C22, E23, G22.

## مقدمه

در سال ۲۰۱۶ ضریب نفوذ بیمه‌های بازرگانی در ایران به ۲/۲ درصد رسیده است. این شاخص بیانگر نسبت «حق بیمه تولیدشده» به «تولید ناخالص داخلی» است. با توجه به اینکه نفوذ بیمه در ایران نسبت به کشورهای منطقه در وضعیت مناسبی قرار دارد، اما همچنان فاصله زیادی بین شاخص‌های بیمه در ایران و نرخ متوسط جهانی وجود دارد. میانگین ضریب نفوذ بیمه‌های بازرگانی در جهان ۶/۳ درصد است. متوسط ضریب نفوذ بیمه در بین کشورهای منطقه ۱/۹ درصد می‌باشد. نفوذ ترکیه و عربستان در سال ۲۰۱۶ حدود ۱/۶ درصد بوده است. از این منظر ایران در سطح جهان دارای رتبه ۴۲ بوده، درحالی‌که رتبه ترکیه و عربستان به ترتیب ۷۳ و ۷۲ بوده است. بیمه‌های بازرگانی به دو بخش «بیمه‌های زندگی» و «بیمه‌های غیرزندگی» تقسیم می‌شوند. در بیمه‌های غیرزندگی، خطراتی نظیر آتش‌سوزی و حوادث مربوط به خودرو تحت پوشش قرار می‌گیرد. در جهان، نرخ متوسط نفوذ این‌گونه بیمه‌ها ۲/۸ درصد و در ایران حدود ۲ درصد است. به عبارتی با رشد ۴۰ درصدی بیمه‌های غیرزندگی، وضعیت این نوع بیمه‌ها با معیارهای بین‌المللی همسان می‌گردد؛ اما در مورد بیمه‌های زندگی موضوع به‌طور کلی متفاوت است. ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی در دنیا ۳/۴۷ درصد است و در ایران حدود ۰/۲ درصد؛ یعنی بیش از ۱۷۰۰ درصد اختلاف بین وضعیت ایران با نرخ متوسط جهانی وجود دارد. منبع اطلاعات فوق سالنامه آماری بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

کارکرد بیمه‌های زندگی، ایجاد اطمینان نسبت به شرایط مالی در آینده است. با وجود عملکرد صحیح بیمه‌های زندگی، نقدینگی مازاد خانوارها به‌صورت نظام‌مند جمع‌آوری می‌شود و از آن طریق تجهیز منابع سرمایه‌ای صورت می‌گیرد. این فرایند از یک‌سو موجب بهبود شرایط تولید و افزایش اشتغال در کشور می‌شود و از سوی دیگر مانع از جابه‌جایی نقدینگی در سفته‌بازی و ایجاد حباب‌های قیمتی می‌گردد. در صورتی که مردم از بیمه‌های زندگی استقبال نکنند، نگرانی خود نسبت به آینده را از طریق سفته‌بازی کالا یا دارایی‌های بادوام برطرف می‌سازند. تجربیات اقتصاد ایران در زمینه بازار ارز، طلا، زمین، مسکن و خودرو مؤید این موضوع است.

برای نمونه در کشور ژاپن، نفوذ بیمه‌های زندگی نزدیک به ۷ درصد است. شهروندان ژاپنی در سال ۲۰۱۶ بیش از ۳۵۰ میلیارد دلار حق بیمه زندگی پرداخت نموده‌اند؛ یعنی به‌طور متوسط هر شهروند ژاپنی حدود ۲۸۰۰ دلار در سال پس‌انداز زندگی ایجاد می‌نماید که علاوه بر پوشش خطرات عمر، موجب رفاه شهروندان در دوره بازنشستگی خواهد شد و علاوه بر اینها از طریق حق بیمه زندگی، منابع مالی لازم برای سرمایه‌گذاری طرح‌های تولیدی فراهم خواهد شد. این عدد در ایران حدود ۱۰ دلار است؛ درحالی‌که مطابق با آمار منتشرشده بانک جهانی درآمد سرانه ژاپن در سال ۲۰۱۶ حدود ۳۸ هزار دلار و درآمد سرانه ایران حدود ۵ هزار دلار بوده است. یعنی درآمد شهروندان ژاپنی تقریباً ۸ برابر شهروندان ایرانی است؛ اما پس‌انداز شهروندان ژاپنی در بیمه زندگی ۲۸۰ برابر شهروندان ایرانی می‌باشد.

### چرایی اندک‌بودن نفوذ بیمه‌های زندگی در ایران

مهم‌ترین عامل تقاضای ناکافی بیمه عمر در ایران، تورم است (مهدوی و علی‌پور، ۱۳۹۳، ص ۵۱). این یافته در مطالعات متعددی تکرار شده است که از آن جمله می‌توان به عباسی و درخشیده (۱۳۹۱، ص ۱) و اسدی و همکاران (۱۳۹۶، ص ۲۱) اشاره نمود. تورم مزمن در ایران موجب بروز نااطمینانی شدید نسبت به ثبات ارزش پول ملی در آینده شده است (Motameni and Samimi, 2009). در این شرایط، بیمه‌گذار نمی‌تواند مبلغ اسمی ذخیره در بیمه زندگی را که توسط بیمه‌گر برای ۳۰ سال بعد وعده داده می‌شود، به‌درستی ارزیابی نماید. برای درک بهتر موضوع نتیجه یک قرارداد بیمه عمر و پس‌انداز که توسط شرکت بیمه ملت پیشنهاد می‌شود در این بخش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بیمه‌گزاری در سال ۱۳۹۰، ۳۰ سال سن دارد. او دارای سلامت جسمانی کامل است. شغل کم‌خطری دارد و از منظر تمامی موضوعاتی که مورد توجه بیم‌سنجی می‌باشد، این شخص در شرایط عادی قرار دارد. او در ابتدای قرارداد، ۵ میلیون تومان به عنوان سرمایه اولیه در بیمه زندگی پس‌انداز می‌نماید. وی موظف خواهد بود هر ماه ۲۰۰ هزار تومان حق بیمه پرداخت نماید. طبق قرارداد، این مبلغ ماهانه در هر سال ۲۰ درصد افزایش می‌یابد. یعنی در سال ۱۳۹۱ مبلغ ماهیانه حق بیمه ۲۴۰ هزار تومان خواهد بود. بیمه‌گذار موظف

خواهد بود تا سال ۱۴۲۰ به صورت منظم و مطابق با شرایط فوق حق بیمه پرداخت نماید. بیمه‌گر هم موظف خواهد بود خطرات مربوط به نقص عضو، فوت، ازکارافتادگی و بیماری‌های خاص را طی دوره ۱۳۹۰-۱۴۲۰ پوشش دهد و در پایان در صورتی که بیمه‌گزار در قید حیات بود، مبلغ ذخیره‌ای را به وی بازگرداند. اگر طبق قرارداد نرخ سود سپرده تعیین شده ۱۵ درصد باشد، مطابق جدول (۱) سرمایه قابل بازگشت به بیمه‌گزار کمتر از ۵ میلیارد تومان خواهد بود. منبع این اطلاعات سامانه عمر و سرمایه‌گذاری بیمه ملت است.

به طور طبیعی، مبلغ سرمایه بازگردانده شده توسط بیمه‌گر کمتر از سود سپرده بانکی خواهد بود؛ چراکه خطراتی را طی دوره تحت پوشش قرار می‌دهد. اگر همین پس‌انداز به شکل فوق در یک سپرده بانکی انجام می‌شد، ذخیره پایانی به بیش از ۹ میلیارد تومان می‌رسید.

محاسبات مربوطه به این فرایند در جدول (۲) منعکس شده است. مطابق با محاسبه‌گر تورم و ارزش پول ملی در سامانه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ([www.cbi.ir/inflationcalculator](http://www.cbi.ir/inflationcalculator)) ارزش هر واحد پول ملی در سال ۱۳۹۶ نسبت به ۳۰ سال قبل بیش از ۱۸۳ برابر کاهش یافته است؛ یعنی قدرت خرید ۱ هزار تومان در سال ۱۳۶۶ معادل ۱۸۳ هزار تومان در سال ۱۳۹۶ است.

شهروندان بر اساس انتظارات تطبیقی، چنین برآوردی را تا حدودی برای آینده هم دارند. در این صورت اگر ارزش پول ملی از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۴۲۰ هم ۱۸۳ برابر کاهش یابد، مبلغ اندوخته حاصل شده در بیمه عمر و پس‌انداز (در جدول ۱) که در سال ۱۴۲۰ حدود ۴/۸ میلیارد تومان است، کمتر از ۲۶ میلیون تومان در سال ۱۳۹۰ ارزش خواهد داشت. در صورتی که هیچ نوع پوشش خطری صورت نگیرد و ذخیره به شکل سپرده نگهداری شود، مطابق با محاسبات جدول (۲) ارزش آن معادل ۵۰ میلیون تومان در سال ۱۳۹۰ خواهد بود. دریافت این مبالغ برای بیمه‌گزاری که ۳۰ سال حق بیمه می‌پردازد جذابیت چندانی نخواهد داشت. در فاصله سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۷ موازنه هر واحد ریال در مقابل ارزهای خارجی در مدت کوتاهی ۳ برابر کاهش یافت. اتفاق مشابهی در دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۱ رخ داد. مشاهده افزایش چند برابر شدن قیمت خودرو، مسکن و سایر

کالاهایی که از نظر شهروندان معیار ارزش پول است، موجب می‌شود که نرخ تعدیل‌های اعمال‌شده در بیمه‌های زندگی برای شهروندان ایرانی چندان جذاب نباشند.

جدول ۱: محاسبات بیمه عمر و پس‌انداز

سال	سرمایه ابتدای دوره	حق بیمه ماهیانه	سرمایه فوت	سرمایه حادثه	سرمایه امراض خاص	سرمایه نقص عضو حادثه	سرمایه هزینه پزشکی حادثه
1390	5,000,000	200,000	50,000,000	50,000,000	15,000,000	50,000,000	10,000,000
1391	7,159,324	240,000	57,500,000	57,500,000	17,250,000	57,500,000	11,500,000
1392	10,209,465	288,000	66,125,000	66,125,000	19,837,500	66,125,000	13,225,000
1393	13,845,563	345,600	76,043,750	76,043,750	22,813,125	76,043,750	15,208,750
1394	18,476,708	414,700	87,450,313	87,450,313	26,235,094	87,450,313	17,490,063
1395	23,751,012	497,600	100,567,859	100,567,859	30,170,358	100,000,000	20,000,000
1396	31,129,612	597,100	115,653,038	115,653,038	34,695,912	100,000,000	20,000,000
1397	40,297,468	716,500	133,000,994	133,000,994	39,900,298	100,000,000	20,000,000
1398	51,674,081	859,800	152,951,143	152,951,143	45,885,343	100,000,000	20,000,000
1399	65,743,068	1,031,800	175,893,815	175,893,815	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1400	83,101,490	1,238,200	202,277,887	202,277,887	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1404	201,596,062	2,567,500	353,785,288	353,785,288	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1405	249,200,515	3,081,000	406,853,082	406,853,082	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1406	307,189,906	3,697,200	467,881,044	467,881,044	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1407	377,634,954	4,436,600	538,063,200	538,063,200	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1408	463,220,052	5,323,900	618,772,680	618,772,680	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1409	567,034,660	6,388,700	711,588,582	711,588,582	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1410	692,723,627	7,666,400	818,326,870	818,326,870	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1413	1,250,278,711	13,247,500	1,244,572,878	1,244,572,878	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1414	1,517,905,243	15,897,000	1,431,258,810	1,431,258,810	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1415	1,840,527,892	19,076,400	1,645,947,631	1,645,947,631	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1416	2,229,004,260	22,891,700	1,892,839,776	1,892,839,776	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1417	2,696,926,761	27,470,000	2,176,765,742	2,176,765,742	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1418	3,260,343,694	32,964,000	2,503,280,603	2,503,280,603	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1419	3,937,766,950	39,556,800	2,878,772,694	2,878,772,694	50,000,000	100,000,000	20,000,000
1420	4,752,385,794						

منبع: سامانه عمر و سرمایه‌گذاری شرکت بیمه ملت.

جدول ۲: سپرده بانکی با سود ۱۵ درصد با رشد ۲۰ درصدی پس‌انداز سالانه

سال	سرمایه ابتدای دوره	مبلغ پس‌انداز هر ماه	جمع پس‌انداز در سال	سود سپرده در یک سال
1390	5,000,000	200,000	2,400,000	930,000
1391	8,330,000	240,000	2,880,000	1,465,500
1392	12,675,500	288,000	3,456,000	2,160,525
1393	18,292,025	345,600	4,147,200	3,054,844
1394	25,494,069	414,720	4,976,640	4,197,358
1395	34,668,067	497,664	5,971,968	5,648,108
1396	46,288,143	597,197	7,166,362	7,480,699
1397	60,935,203	716,636	8,599,634	9,785,253
1398	79,320,090	859,963	10,319,561	12,671,981
1399	102,311,631	1,031,956	12,383,473	16,275,505
1400	130,970,609	1,238,347	14,860,167	20,760,104
1402	210,749,128	1,783,220	21,398,641	33,217,267
1404	332,774,039	2,567,837	30,814,043	52,227,159
1405	415,815,241	3,081,404	36,976,852	65,145,550
1410	1,215,539,514	7,667,520	92,010,240	189,231,695
1412	1,839,991,875	11,041,229	132,494,745	285,935,887
1413	2,258,422,508	13,249,475	158,993,694	350,687,903
1414	2,768,104,105	15,899,369	190,792,433	429,525,048
1415	3,388,421,587	19,079,243	228,950,920	525,434,557
1416	4,142,807,064	22,895,092	274,741,104	642,026,642
1417	5,059,574,810	27,474,110	329,689,325	783,662,921
1418	6,172,927,056	32,968,932	395,627,190	955,611,098
1419	7,524,165,343	39,562,719	474,752,628	1,164,231,248
1420	9,163,149,219			

منبع. محاسبات پژوهش.

با توجه به توضیحات فوق، شهروندان ایرانی عموماً ترجیح می‌دهند به جای ایجاد اندوخته نقدی - با نرخ سود ثابت - برای آینده، دارایی خریداری نمایند. بر حسب انتظارات تطبیقی، چنین اقدامی موجب پوشش تورم خواهد شد و علاوه بر این شباهت مربوط به قراردادهای ربوی نیز در میان نخواهد بود؛ اما این رفتار شهروندان ایرانی تحت

کنترل سیاست‌گذاران مالی و پولی قرار ندارد و از این رو در شرایطی که ضریب اطمینان نسبت به آینده اقتصاد ایران کاهش می‌یابد، نقدینگی انباشته عظیمی از سوی خانوارها به سمت بازار دلار، طلا، خودرو، زمین و مسکن سرازیر می‌شود.

در بخش قبل نشان داده شد که متوسط ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی در جهان ۱۱ برابر ایران است. در عموم کشورها راهکار جذب نقدینگی مازاد خانوارها، بیمه‌های زندگی است؛ اما قراردادهای مبتنی بر نرخ سود ثابت در ایران، قادر به پوشش تورم نیستند و از این رو، از چنین قراردادهایی استقبال نشده است. در شرایطی که انتظارات تورمی در بین شهروندان زیاد است، می‌توان از لنگر پولی (Money Anchor) استفاده نمود. دلار آمریکا از جمله رایج‌ترین لنگرهای پولی در کشورهای دارای تورم مزمن است؛ اما قرارداد بیمه زندگی دلاری همچنان دارای مشکل نرخ بهره پولی خواهد بود و نمی‌تواند به عنوان یک ابزار مالی بدون ربا شناخته شود.

در مطالعه سونگ و همکاران نشان داده شده است که در شرایط وجود تورم، می‌توان از ارزش اونس طلا به عنوان معیار محاسبه در قرارداد بیمه زندگی استفاده نمود ( Cong et al, 2012, p.316). پیش شرط به‌کارگیری طلا به عنوان شاخص ارزش در قراردادهای بیمه زندگی آن است که قیمت طلا قادر به پوشش تورم باشد. در صورتی که ارزش طلا در برابر تورم حفظ شود، قرارداد بیمه زندگی مبتنی بر طلا سود بیشتری نسبت به قراردادهای پولی خواهد داشت. لازم به ذکر است که در قرارداد مبتنی بر طلا، بیمه‌گر در پایان قرارداد متعهد به بازپرداخت همان مقدار طلایی است که بیمه‌گزار در طول دوره قرارداد پس‌انداز نموده است؛ یعنی مقدار طلایی بیشتری به او بازگردانده نمی‌شود. در این حالت ممکن است این سؤال پیش آید که انگیزه بیمه‌گزار برای خرید چنین قراردادی چیست؟ در پاسخ به این پرسش چهار نکته وجود دارد: نخست اینکه ممکن است پس‌انداز ماهانه بیمه‌گزار قادر به تأمین ارزش واحدهای مختلف طلا یا سکه نباشد؛ برای نمونه پس‌انداز ۲۰۰ هزار تومانی در سال ۱۳۹۸ نمی‌تواند هیچ واحدی از سکه طلا را خریداری نماید؛ اما با انتقال این پس‌انداز به بیمه‌گر، سهمی از یک قرارداد آتی سکه خریداری می‌گردد؛ دوم اینکه، بانک یا محلی برای سپرده‌گذاری سکه طلا وجود ندارد. بیمه‌گزار ممکن است قادر به ایجاد امنیت به مدت طولانی - مثلاً ۳۰ سال - برای سکه طلا نباشد؛ نکته سوم این است

که اگر عموم شهروندان بخواهند به صورت فیزیکی سکه طلا خریداری نمایند، موجودی طلای کشور کفاف آن را نخواهد داد و این موضوع موجب افزایش پی‌درپی قیمت طلا خواهد شد؛ آخر اینکه، یکی از اهداف مهم بیمه‌گذار برای خرید قرارداد بیمه زندگی کسب پوشش بیمه‌ای طی دوره است؛ برای نمونه اگر پس از گذشت ۵ سال از قرارداد، بیمه‌گذار دچار ازکارافتادگی گردد، بیمه‌گر می‌باید تعهداتی را در قبال وی به اجرا گذارد. منبع مالی اجرای این تعهدات صندوق ذخیره طلایی است که به مدت طولانی در اختیار بیمه‌گر قرار دارد و می‌تواند از طریق آن قرض‌الحسنه در اختیار بیمه‌گذاران قرار دهد. طراحی این بخش از بیمه زندگی مبتنی بر آکچوئری و مدل‌سازی ریسک‌هایی است که بیمه‌گذاران با آن روبه‌رو هستند و از موضوع این مقاله خارج است. در این مقاله تمرکز بر این فرضیه است که قرارداد بیمه زندگی مبتنی بر طلا قادر به جبران تورم است و از این رو سود بیمه‌گذار نسبت به قراردادهای جاری بیمه زندگی بیشتر می‌گردد.

با توجه به اینکه نرخ سکه طلا که توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ضرب می‌شود دارای مقبولیت عمومی بوده و رایج است، به جای آنکه قرارداد بیمه بر مبنای قیمت اونس طلا منعقد گردد، می‌تواند بر حسب ارزش سکه طلا تنظیم شود. از سوی دیگر در حال حاضر نماد سکه طلا در بازار آتی بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. شرکت‌های بیمه خواهند توانست به جای خرید فیزیکی سکه طلا این نماد را در بازار مالی خریداری نمایند. به این ترتیب، منابع مالی بیمه‌گذاران از طریق بورس به سمت تولید هدایت خواهد شد.

قیمت جهانی طلا بر اساس عیار ۲۴ یا ۹۹۹٪ به دلار اعلام می‌شود. همچنین هر اونس برابر با ۳۱/۱۰۳۴۳ گرم است. عیار سکه در ایران ۱۸ یا ۹٪ است. هزینه ضرب سکه حدوداً ۷۰۰۰ تومان در نظر گرفته می‌شود. وزن سکه تمام بهار آزادی ۸/۱۳۳ گرم، نیم‌سکه ۴/۰۶۶۵ گرم و ربع سکه ۲/۰۳۳۲۵ گرم است. با توجه به توضیحات فوق، قیمت تئوریک سکه با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$\text{تومان } ۷۰۰۰ + (\text{قیمت دلار به تومان} \times \frac{9}{0/999} \times \text{قیمت جهانی هر اونس طلا} \times \frac{\text{وزن سکه با توجه به نوع}}{31/103431}) = \text{قیمت سکه}$$

با توجه به فرمول فوق روشن است قیمت سکه در ایران با تغییرات قیمت دلار و قیمت جهانی طلا تغییر می‌کند؛ اما معمولاً سکه در بازار به قیمتی متفاوت از قیمت تئوریک



معامله می‌شود که این اختلاف ناشی از نوسانات بازار داخلی است. به دلیل امکان آربیتراژ طلا، قیمت سکه نمی‌تواند فاصله زیادی از معادله بالا داشته باشد.

## پیشینه پژوهش

بکمن و زودج (Beckmann and Czudaj, 2013, p.208) در مطالعه خود رابطه ارزش طلا با چهار اقتصاد بزرگ دنیا (امریکا، اتحادیه اروپا، انگلستان و ژاپن) را بررسی کرده‌اند. اطلاعات مورد استفاده مطالعه دوره زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۱ را در بر می‌گیرد. نتیجه تحقیق گویای آن است که طلا در امریکا و انگلستان به عنوان پوشش‌دهنده تورم قابل استفاده است؛ در حالی که در منطقه یورو و ژاپن چنین رابطه‌ای ضعیف می‌باشد؛ اما تالی و لوسی (Tully and Lucey, 2007, p.316) بر اساس داده‌های ۱۹۸۳ تا ۲۰۰۳ معتقدند که نوسانات قیمت طلا نمی‌تواند پوشش‌دهنده مناسب نوسانات قیمتی در امریکا باشد. در مطالعه دیگری بمپیناس و پاناگیوتیدیز (Bampinas and Panagiotidis, 2015, p.267) با روش هم‌انباشتگی، توانایی پوشش تورم امریکا با فلزات گران‌بها را بر اساس داده‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که نقره قادر به پوشش تورم در امریکا نیست؛ در حالی که طلا از چنین قابلیت برخوردار است.

لانگ و همکاران (Long et al, 2013, p.502) رابطه ارزش طلا و شاخص قیمت کالاهای مصرفی در ویتنام را بررسی کردند. این مطالعه به وجود رابطه مستقیم و معنادار بین این دو متغیر تأکید دارد. نرخ طلا می‌تواند تکانه‌های قیمتی و تورم‌های غیرمنتظره که در ویتنام رخ داده است را نیز تحت پوشش قرار دهد.

در مطالعه هوآنگ (Hoang et al, 2016, p.54) با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی غیرخطی NARDL و بر مبنای قیمت ماهانه داخلی طلا در چین، هند، ژاپن، فرانسه، انگلستان و امریکا در سال‌های ۱۹۵۵ تا ۲۰۱۵ قابلیت پوشش تورم با طلا بررسی شده است. یافته این مطالعه نشان می‌دهد که در هیچ‌یک از این کشورها طلا نمی‌تواند در بلندمدت پوشش‌دهنده تورم باشد. تنها در کوتاه‌مدت است که در برخی کشورها نظیر هند، تورم با ارزش طلا پوشش داده می‌شود.

اما در پژوهش دیگری، گودنس و همکاران (Goodness and et al, 2018, p.53) بر مبنای اطلاعات بسیار طولانی اقتصاد انگلستان - از سال ۱۲۵۷ تا ۲۰۱۶ - نشان داده‌اند که در بلندمدت، طلا قادر است قدرت خرید برای کالاهای خرده‌فروشی را حفظ نماید و بنابراین به عنوان یک پوشش‌گر تورم قابل استفاده است. در مقابل، مطالعه شهزاد و همکاران (Shahzad et al, 2018) با استفاده از پردازش ناپارامتریک داده‌ها و به‌کارگیری علیت گرنجر نامتقارن نشان می‌دهد که در کشورهای امریکا، انگلستان، ژاپن و هند تنها در زمانی می‌توان از طلا به عنوان پوشش‌گر تورم استفاده نمود که اقتصاد در شرایط عادی قرار داشته باشد. در وضعیت‌های بحرانی به دلیل وجود رابطه نامتقارن بین طلا و تورم قابلیت پوشش‌گری تضعیف می‌گردد.

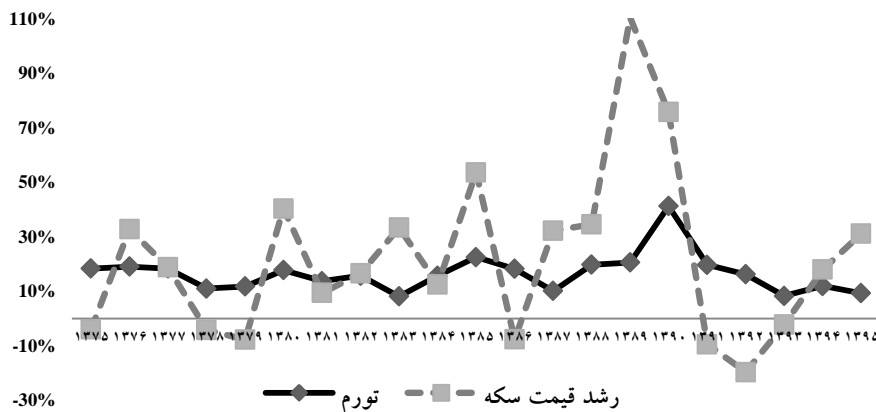
با مرور ادبیات پژوهش می‌توان دریافت که ارزش طلا و تورم در همه کشورها رابطه یکسانی ندارد. در برخی از کشورها طلا قادر است متناسب با تورم رشد داشته باشد؛ اما در برخی دیگر از کشورها چنین رابطه‌ای تأیید نشده است.

### داده‌های پژوهش

سری‌های زمانی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و قیمت سکه تمام بهار آزادی طرح جدید از سال ۱۳۷۵ تا آذر ۱۳۹۷ با تواتر ماهانه در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته‌اند. منبع اطلاعات مربوط به شاخص قیمت، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. سال مبنای اطلاعات بر اساس شاخص سال پایه ۱۳۸۳ همسان شده‌اند. داده‌های مربوط به نرخ سکه بر اساس نرخ اعلام‌شده در روزنامه‌های دنیای اقتصاد و روزنامه اطلاعات - برای سال‌های دهه ۱۳۷۰ - به صورت کتابخانه‌ای گردآوری شده است. مبنای نرخ، قیمت سکه در آخرین روز کاری هر ماه می‌باشد. مطابق با این اطلاعات، قیمت سکه از ۴۲ هزار تومان در سال ۱۳۷۵ به ۳۷۰۰ هزار تومان در سال ۱۳۹۷ رسیده است. شاخص قیمت محصولاتی که در سبد خانوار قرار دارند نیز از ۱۰/۸ به حدود ۴۰۰ نزدیک شده است. به عبارتی قیمت سکه طی ۲۲ سال گذشته، تقریباً ۸۰ برابر شده است ولی سطح عمومی قیمت‌ها ۴۰ برابر شده است. بر این اساس به‌ظاهر می‌توان اظهار داشت که سکه طلا به‌خوبی قادر به پوشش تورم می‌باشد؛ اما با مشاهده نمودار (۱) مشخص است که

نوسانات سکه و طلا دارای چرخه‌های متفاوتی هستند.

نمودار ۱: مقایسه تورم و رشد قیمت سکه در ایران



منبع: بانک مرکزی و جمع‌آوری داده‌های تحقیق.

ناهم‌ترازی در نوسانات این دو متغیر می‌تواند قابلیت پوشش‌گری تورم توسط طلا را زیر سؤال ببرد؛ برای نمونه در دوره ۱۰ ساله منتهی به ۱۳۸۵ سطح عمومی قیمت‌ها ۴۰۰ درصد رشد داشته است؛ درحالی‌که در همین دوره قیمت سکه ۳۵۰ درصد رشد نموده است؛ اما در بازه ۱۰ ساله منتهی به ۱۳۹۵ سطح عمومی قیمت‌ها ۵۵۰ درصد و قیمت سکه ۷۵۰ درصد رشد داشته است؛ بنابراین این امکان وجود دارد که در خلال زمان توانایی پوشش‌دهی تورم توسط سکه طلا تضعیف یا تقویت شود. برای جمع‌بندی نهایی این پرسش که آیا طلا قادر به پوشش تورم در ایران است یا خیر، نمی‌توان به مقایسه توصیفی رشد قیمت‌ها بسنده نمود، بلکه می‌باید رابطه بلندمدت این دو سری زمانی بر اساس روش‌های اقتصادسنجی مورد ارزیابی قرار گیرد. در ادامه روش آزمون فرضیه تحقیق معرفی می‌گردد.

### الگوی اقتصادسنجی پژوهش

روش‌های مختلفی به منظور بررسی رابطه بلندمدت دو متغیر در اقتصادسنجی سری‌های زمانی وجود دارد. اما پیش‌شرط به‌کارگیری آنها تعیین مانایی یا نامانایی سری زمانی و رابطه درون‌زایی یا برون‌زایی متغیرهاست. بر اساس آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و

آماره فیلیپس-پرون (PP) که در جدول (۳) نشان داده شده است، هر دو متغیر تورم ماهانه و رشد ماهانه قیمت سکه مانا بوده و شکست ساختاری نیز در آنها وجود ندارد.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد سری‌های زمانی			
سری زمانی	ADF	PP	P-value
تورم ماهانه	-۱۳/۸۲	-۱۴/۱۴	۰/۰۰
رشد ماهانه قیمت سکه	-۷/۴۱	-۹/۷۶	۰/۰۰
فرض صفر در محاسبات نامانایی سری زمانی است.			
منبع: محاسبه پژوهش			

عاملی اصلی افزایش قیمت سکه در ایران، نرخ ارز است. در بخش‌های قبل، دلیل این رابطه تشریح شده است. نرخ ارز علاوه بر آنکه علت اصلی تغییر قیمت سکه است، در بین علل اصلی تورم در ایران نیز قرار دارد؛ اما تجربه نشان داده است که رابطه عکس در اقتصاد ایران وجود ندارد. در دوره‌های طولانی که اقتصاد ایران در معرض تورم بوده است، سرکوب نرخ ارز موجب ثبات قیمت سکه شده است؛ بنابراین می‌توان حدس زد که در ایران تورم علت تغییر قیمت سکه نیست. برای آزمون حدسیات مذکور می‌توان از آزمون علیت گرنجر (Granger Causality) استفاده نمود. نتیجه این آزمون که در جدول (۴) خلاصه شده است صحت روابط فوق را تأیید می‌نماید. مطابق با نتیجه آزمون علیت گرنجر، در الگوی این پژوهش رشد قیمت سکه متغیری برون‌زاست. از آنجاکه یکی از دو متغیر الگو برون‌زاست، جهت بررسی رابطه بلندمدت می‌باید از روش ARDL استفاده نمود (کوپ، ۱۳۹۷، ص ۲۱۲). بر این مبنا چنانچه تورم را با  $y$  و رشد قیمت سکه را با  $x$  علامت‌گذاری نماییم؛  $ARDL(p,q)$  به شکل معادله (۱) تصریح خواهد شد:

جدول ۴: آزمون علیت گرنجر متغیرهای پژوهش		
فرضیه صفر	آماره F	P-value
تورم علت گرنجری رشد قیمت سکه نیست.	۰/۹۶	۰/۲۳
رشد قیمت سکه علت گرنجری تورم نیست.	۲۴/۲۱	۰/۰۰
منبع: محاسبه پژوهش.		

$$Y_t = \alpha + \delta t + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + e_t \quad (1)$$

مطابق با (کوپ، ۱۳۹۷، ص ۳۱۷) جهت یافتن ضریب فزاینده بلندمدت می توان از معادله (۲) استفاده نمود.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \theta X_t + \omega_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \omega_q \Delta X_{t-q+1} + e_t \quad (2)$$

رابطه بلندمدت بین  $x$  و  $y$  برابر با  $(\frac{-\theta}{\rho})$  خواهد بود. به منظور آزمون فرضیه پژوهش، معادله (۲) به کمک نرم افزار ایویوز برآورد می گردد. نتیجه برآورد در جدول (۵) نشان داده شده است. تعداد وقفه  $p$  برابر با ۱۲ و تعداد وقفه  $q$  برابر با ۸ است. به عبارتی یک الگوی  $ARDL(12,8)$  برآورد شده است. با توجه به اینکه تواتر سری زمانی ماهانه است، وجود وقفه ۱۲ که معادل همبستگی یک ساله برای متغیر است قابل قبول می باشد.

مطابق با جدول (۵) ضریب  $\theta$  معنادار و برابر با ۰/۱۵ است. ضریب  $\rho$  نیز معنادار و برابر با ۰/۴۳- است؛ بنابراین عبارت  $\frac{-\theta}{\rho}$  که نشان دهنده رابطه بلندمدت دو متغیر می باشد برابر با ۰/۳۵ است. آماره  $t$  محاسباتی برای این عبارت ۳/۷۹ می باشد که گویای رابطه بلندمدت و معنادار بین دو ضریب در سطح خطای ۱ درصد است؛ اما برای راستی آزمایی وجود رابطه بلندمدت می توان از آزمون کرانه ها (Bounds test) استفاده نمود. آماره  $F$  مربوط به این آزمون برابر با ۱۱/۸۳ می باشد. به این ترتیب، فرضیه صفر مبنی بر عدم رابطه بلندمدت بین دو متغیر در سطح خطای ۱ درصد رد می گردد و وجود رابطه خطی بلندمدت بین دو متغیر تأیید می شود. در صورت خروج متغیرها از این رابطه، ۲/۸ ماه (معادل ۸۶ روز) زمان متوسط مورد نیاز برای بازگشت به رابطه تعادلی است.

در صورتی که عبارت مربوط به رابطه بلندمدت بزرگتر از ۱ می بود، توانایی سکه طلا در پوشش گری تورم تضعیف می شد؛ چراکه به ازای هر یک واحد تغییر تورم، به بیش از یک واحد رشد قیمت سکه طلا نیاز بود؛ اما با توجه به اینکه عبارت مربوطه کمتر از ۱ است، بنابراین توانایی سکه طلا در پوشش گری تورم تقویت می شود. به عبارتی با وجود بیمه زندگی پایه طلا، نه تنها بیمه گزار ارزش سرمایه خود را نسبت به تورم حفظ می نماید، بلکه قدرت سرمایه وی در پایان دوره بیشتر نیز خواهد شد. در مجموع برآورد الگوی

تحقیق فرضیه تحقیق را تأیید می‌نماید. بر اساس سوابق موجود و در سطح خطای ۱ درصد، سکه طلا را می‌توان پوشش‌گر تورم در ایران دانست.

جدول ۵: برآورد ضرایب الگوی ARDL				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P-value
C	۰/۰۰	۰/۰۰	۲/۱۱	۰/۰۴
Y(-1)	-۰/۴۳	۰/۱۱	-۳/۹۵	۰/۰۰
X(-1)	۰/۱۵	۰/۰۳	۵/۴۷	۰/۰۰
D(Y(-1))	-۰/۲۶	۰/۱۱	-۲/۳۱	۰/۰۲
D(Y(-2))	-۰/۱۸	۰/۱۱	-۱/۶۸	۰/۱۰
D(Y(-3))	-۰/۱۶	۰/۱۱	-۱/۵۳	۰/۱۳
D(Y(-4))	-۰/۱۴	۰/۱۱	-۱/۳۵	۰/۱۸
D(Y(-5))	-۰/۲۶	۰/۱۰	-۲/۶۰	۰/۰۱
D(Y(-6))	-۰/۲۳	۰/۱۰	-۲/۳۷	۰/۰۲
D(Y(-7))	-۰/۳۱	۰/۰۹	-۳/۴۶	۰/۰۰
D(Y(-8))	-۰/۱۶	۰/۰۹	-۱/۸۱	۰/۰۷
D(Y(-9))	-۰/۱۴	۰/۰۸	-۱/۷۹	۰/۰۷
D(Y(-10))	-۰/۲۰	۰/۰۷	-۲/۷۴	۰/۰۱
D(Y(-11))	-۰/۱۸	۰/۰۶	-۳/۰۱	۰/۰۰
D(X)	۰/۰۳	۰/۰۱	۳/۲۴	۰/۰۰
D(X(-1))	-۰/۰۸	۰/۰۳	-۳/۰۰	۰/۰۰
D(X(-2))	-۰/۰۶	۰/۰۳	-۲/۳۲	۰/۰۲
D(X(-3))	-۰/۰۶	۰/۰۲	-۲/۶۰	۰/۰۱
D(X(-4))	-۰/۰۷	۰/۰۲	-۳/۳۰	۰/۰۰
D(X(-5))	-۰/۰۵	۰/۰۲	-۲/۸۳	۰/۰۱
D(X(-6))	-۰/۰۴	۰/۰۲	-۲/۲۵	۰/۰۲
D(X(-7))	-۰/۰۳	۰/۰۱	-۲/۷۲	۰/۰۱
منبع: برآورد پژوهش.				

## صندوق بیمه زندگی بر پایه طلا و بازار آتی سکه در بورس

مؤلفه اصلی ایجاد یک قرارداد بیمه مختلط عمر و پس انداز، میزان ذخیره پایانی در صورت عدم تحقق خطرهای موجود در قرارداد است. همان‌طور که در بخش‌های قبل نشان داده شده است، مقدار این ذخیره وابسته به نرخ بهره و نرخ تورمی است که بیمه‌گر در قرارداد تعیین می‌نماید؛ اما اگر ماهیت قرارداد غیرپولی گردد، لزومی به وجود نرخ بهره و نرخ تورم در قرارداد نیست.

برای نمونه در قراردادی بیمه‌گزار موظف می‌شود در هر ماه معادل ربع ارزش یک سکه تمام بهار آزادی به بیمه‌گر پرداخت نماید. ارزش سکه بر اساس قراردادهای آتی (Future) در بورس اوراق بهادار تهران تعیین می‌شود. نرخ این اوراق شناور بوده و بر حسب عرضه و تقاضا معلوم می‌شود. در مجموع اقساط یک‌ساله‌ای که بیمه‌گزار می‌پردازد، ۳ سکه تمام بهار آزادی در هر سال به عنوان ذخیره در حساب وی منظور می‌شود. ذخیره بیمه‌گزار پس از ۳۰ سال، معادل ۹۰ سکه تمام بهار آزادی خواهد بود. چنانچه بیمه‌گزار توانایی پرداخت اقساط ماهیانه بیشتری را داشته باشد؛ ذخیره نیز متناسب با آن افزایش خواهد یافت. بر اساس سابقه ماهانه قیمت سکه در ایران، اگر فردی از ابتدای سال ۱۳۶۷ مطابق با قرارداد فوق اقدام به پس‌انداز در صندوق می‌نمود، در مجموع حدود ۲۹ میلیون تومان حق بیمه پرداخت می‌نمود؛ درحالی‌که میزان ذخیره وی پس از ۳۰ سال حدود ۴۰۰ میلیون تومان ارزش داشت؛ اما اگر این فرد به‌جای صندوق طلا، قرارداد بیمه عمر و پس‌اندازی که توسط شرکت‌های بیمه پیشنهاد می‌شود را انتخاب می‌نمود؛ به ازای پرداخت ۲۹ میلیون تومان حق بیمه طی ۳۰ سال، کمتر از ۶۰ میلیون تومان ذخیره پولی داشت. بر مبنای محاسبات جدول (۱) مجموع نسبت ذخیره پایانی به مجموع حق بیمه پرداخت‌شده حدود ۱/۷ است. اگر این فرد طی ۳۰ سال از سپرده بانکی با نرخ سود ثابت استفاده می‌نمود، در نهایت ذخیره‌ای حدود ۱۱۰ میلیون تومان را به دست می‌آورد. بنابراین در مقام مقایسه و بر اساس سوابق اقتصاد ایران، پس‌انداز در صندوق طلا از منظر بیمه‌گزار بازدهی بیشتری دارد. بیمه‌گر ملزم نیست مبلغ مازادی بر پرداختی بیمه‌گزار بپردازد و از این رو شبهات ربوی در این مورد جاری نخواهد بود.

شهروندان ایرانی با اطمینان از اینکه قدرت خرید آنها طی دوره زمانی طولانی حفظ خواهد شد، انگیزه کافی برای هدایت نقدینگی مازاد به سمت این نوع صندوق‌ها را خواهند داشت. نقدینگی حاصله تبدیل به اوراق سکه طلا در بازار سهام خواهد شد. این اوراق منابع عظیم پولی را برای سرمایه‌گذاری طرح‌های عمرانی فراهم خواهد ساخت. بیمه‌گر با اطمینان از اینکه بخش زیادی از بیمه‌گذاران طی دوره طولانی ذخیره خود را مطالبه نمی‌نمایند، می‌تواند منابع مالی خود را به سمت طرح‌هایی هدایت نماید که بازدهی آنها از رشد قیمت طلا نیز بیشتر است. به‌طور معمول پروژه‌های عظیم عمرانی نظیر فرودگاه، هتل، بندر و امثال آن بازدهی بسیار زیادی دارند، ولی منابع مالی کافی برای تجهیز آنها وجود ندارد. به این ترتیب، از منظر بیمه‌گر در بلندمدت رشد ذخیره مالی بیشتر از رشد قیمت طلا خواهد شد. بخشی از سودآوری بیمه‌گر می‌تواند به پوشش خطر عمر بیمه‌گذار اختصاص یابد؛ به این ترتیب که در صورتی که بیمه‌گذار در اثر فوت یا ازکارافتادگی دیگر قادر به پرداخت اقساط ماهیانه‌اش نباشد، بر حسب توافق اولیه نسبتی از ذخیره پایانی به او تعلق یابد.

### جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

برخی از فقها معتقدند که قراردادهای بیمه زندگی (عمر) ربوی است؛ زیرا بیمه‌گر بیش از پولی که بیمه‌گذار پرداخته است را مدتی بعد به وی بازمی‌گرداند (مطهری، ۱۳۶۴، ص ۳۰۶). همچنین این اشکال مطرح شده است که چون در بیمه زندگی بخشی از سود حاصل از فعالیت با پول بیمه‌گذار به وی بازگردانده می‌شود، قرارداد به منزله مضاربه است؛ درحالی‌که فاقد شرایط آن است؛ زیرا در مضاربه لازم است که آنچه پرداخت می‌شود طلا یا نقره باشد (حلی، ۱۳۸۴، ص ۴۴).

مزیت نخست بیمه زندگی بر پایه طلا این است که هر دو مشکل فقهی فوق در آنها رفع می‌گردد؛ چراکه مبلغ اندوخته طلا در پایان دوره قرارداد برابر با همان مقدار طلایی است که بیمه‌گذار طی دوره و به‌صورت تدریجی پرداخت نموده است. در این پژوهش نشان داده شده است که اگر در قراردادهای بیمه زندگی مقدار اندوخته بازگردانده‌شده دقیقاً معادل مجموع پرداختی بیمه‌گذار باشد، سود بیمه‌گذار از قراردادهای با نرخ سود ثابت



بیشتر خواهد بود. در قراردادهایی که شاخص ارزش در آنها طلا باشد، تنها کافی است که اصل سرمایه توسط بیمه‌گر تضمین گردد. در تحلیل مشابهی برای صندوق‌های بازنشستگی، موسویان و صفری (۱۳۹۷، ص ۹۱) نشان داده‌اند که این امر فاقد اشکالات شرعی است.

مزیت دوم چنین قراردادهایی پوشش تورم است. قراردادهای رایج بیمه زندگی نفوذ اندکی در اقتصاد ایران دارند که این امر ناشی از ناتوانی قراردادهای موجود در غلبه بر کاهش قدرت خرید پول ملی است؛ اما در این پژوهش نشان داده شد که طلا قادر به پوشش‌دهنده قوی تورم در ایران است. این مزیت موجب افزایش نفوذ بیمه زندگی در ایران شده و منابع مالی بیشتری در اختیار شرکت‌های بیمه قرار خواهد گرفت.

منابع مالی بیمه زندگی به مدت طولانی در اختیار بیمه‌گر باقی خواهد ماند. با وجود اوراق آتی سکه طلا در بورس اوراق بهادار تهران هم‌اکنون امکان سرمایه‌گذاری و خرید این اوراق برای ضمانت ذخیره مالی وجود خواهد داشت. با تکمیل این فرایند، نقدینگی عظیمی که در بین خانوارها وجود دارد به‌جای ورود به سفته‌بازی در بازارهای فیزیکی مسکن، طلا، خودرو و ارز تبدیل به منابع مالی سرمایه‌گذاری برای طرح‌های عمرانی خواهد شد. این امر هم می‌تواند به کاهش التهابات بازار بینجامد و هم موجب رشد و اشتغال در کشور شود.

## منابع و مأخذ

۱. اسدی قراگوز، سعید، علی ارشدی و غلامعلی حاجی؛ «عوامل اقتصادی- اجتماعی مؤثر بر توسعه بیمه عمر، مطالعه مقایسه‌ای بین ایران و کشورهای توسعه‌یافته در طول دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۴: رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته»؛ فصلنامه پژوهشنامه بیمه، س ۳۲، ش ۳، ۱۳۹۶.
۲. حلی، حسین؛ بحوث فقهیه؛ تقریر عزیزالدین بحرالعلوم؛ بیروت: دار الزهراء، ۱۳۸۴.
۳. عباسی، ابراهیم و سمانه درخشیده؛ «عوامل مؤثر بر تقاضای بیمه عمر در ایران»؛ فصلنامه پژوهشنامه بیمه، س ۲۷، ش ۴، ۱۳۹۱.
۴. کوپ، گری؛ تحلیل داده‌های اقتصادی؛ ترجمه مانی مؤتمنی و آرش هادی‌زاده؛ تهران: دنیای اقتصاد، ۱۳۹۷.

۵. مطهری، مرتضی؛ ربا، بانک و بیمه؛ تهران: انتشارات صدرا، ۱۳۶۴.
۶. مهدوی، غدیر و جلال علیپور؛ «حذف اثر منفی تورم از بیمه‌نامه‌های عمر و سرمایه‌گذاری به کمک سبد پولی»؛ فصلنامه پژوهشنامه بیمه، س ۲۹، ش ۳، ۱۳۹۳.
۷. موسویان، سیدعباس و محمد صفری؛ «امکان‌سنجی فقهی ضمانت طرح‌های بازنشستگی با مشارکت معین»؛ اقتصاد اسلامی، س ۱۸، ش ۷۰، ۱۳۹۷.
8. Bampinas, G. & Panagiotidis, T.; “Are gold and silver a hedge against inflation? A two century perspective”; **International Review of Financial Economics**, Vol.41, 2015.
9. Beckmann, J. & Czudaj, r.; “Gold as an inflation hedge in a time-varying coefficient framework”; **North American Journal of Economics and Finance**, Vol. 24, 2013.
10. Cong, L., Dong, C. & Yan, Z.; “Considerations of a gold-denominated life insurance policy”; **Journal of Finance Services Marketing**, Vol.17, Issue.4, 2012.
11. Hoang, T., Lahiani, A. & Heller, D.; “Is gold a hedge against inflation? New evidence from a nonlinear ARDL approach”; **Economic Modeling**, Vol.24, 2016.
12. Goodness, C., Aye, H. C., Luis A. G. & Gupta, R.; “Does gold act as a hedge against inflation in the UK? Evidence from a fractional cointegration approach over 1257 to 2016”; **Resources Policy**, Vol.54, 2017.
13. Long, H., De Ceuster, M., Annaert, J. & Amonhaemanon, D.; “Gold as a hedge against inflation: the Vietnamese case”; **Procedia Economics and Finance**, Vol.5, 2013.

14. Motameni, M. & Jafari Samimi, A.; “Inflation and inflation uncertainty in Iran”; **Australian Journal of Basic and Applied Science**, Vol.3, No.3, 2009.
15. Shahzad, H., Mensi, W., Hammoudeh, S., Sohail, A. & Al-Yahyaee, K.; “Does gold act as a hedge against different nuances of inflation? Evidence from Quantile-on-Quantile and causality-in-quintiles approaches”; **Resources Policy**, In Press, 2018.
16. Tully, E. & Lucey, M.; “A power GARCH examination of the gold market”; **Researches in International Business and Finance**, Vol.21, 2007.