

بیمه‌ی درآمد راه‌کاری برای کاهش ریسک تولید و نوسانات قیمت در صنعت طیور کشور

حبیب‌الله سلامی، محمد قهرمانزاده، سیدصفدر حسینی و سعید یزدانی*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۱۱/۱۸

چکیده

بیمه‌ی درآمد با پوشش هم‌زمان ریسک تولید و قیمت، ابزاری نوین برای کاهش ریسک درآمد تولیدکنندگان و راه‌کاری برای کاهش نوسانات قیمت محصول در بازار است. هدف این مطالعه، ارزیابی بیمه‌ی درآمد برای پوشش ریسک در واحدهای پرورش‌دهنده‌ی مرغ گوشتی است که با استفاده از اطلاعات و آمار قیمت ماهیانه‌ی گوشت مرغ و نهاده‌ها در استان تهران انجام شده است. با توسعه‌ی چنین الگویی، نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری^۱ برای قراردادهای بیمه‌ی درآمد در دو سناریو برآورد شده است: الف) مطابق برنامه‌ی فعلی بیمه‌ی تولید مرغ گوشتی و ب) طبقه‌بندی مرغ‌داری‌ها به گروه‌های ریسکی متفاوت و برای پوشش ریسک متفاوت. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که میزان حق بیمه درآمد به ازای هر قطعه جوجه‌ی گوشتی در مقایسه با حق بیمه‌ی برنامه‌ی فعلی بیمه که تنها ریسک تولید را پوشش می‌دهد رقمی رقابتی و قابل قبول است. بنابراین، بیمه‌ی درآمد می‌تواند به عنوان راه‌کاری مناسب برای پوشش ریسک در صنعت مرغ‌داری گوشتی کشور و کنترل نوسانات قیمت در بازار مورد توجه قرار گیرد.

طبقه‌بندی JEL : Q14

واژه‌های کلیدی: بیمه‌ی درآمد، حق بیمه‌ی اکچواری، مرغ گوشتی، ایران

*به ترتیب استاد دانشکده‌ی اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی- پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، استادیار دانشکده‌ی کشاورزی دانشگاه تبریز و استادان دانشکده‌ی اقتصاد و توسعه‌ی کشاورزی- پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

E-mail: hsalami@ut.ac.ir
1-Actuarial fair premium

مقدمه

پرورش دهندگان مرغ گوشتی چه در ایران و چه در دیگر نقاط دنیا با ریسک‌های تولید و قیمت گوشت مرغ روبه‌رو هستند که این موضوع سبب ایجاد نوسان در درآمد این تولیدکنندگان می‌شود. این ریسک‌ها موجب بروز تفاوت قابل توجه بین درآمد واقعی و درآمد مورد انتظار تولیدکننده می‌شود که این بی‌اطمینانی از درآمدهای آینده، تولید گوشت مرغ را در کوتاه‌مدت مشکل و برنامه‌ریزی درازمدت را پیچیده می‌کند و دولت را ناچار به مداخله در بازار می‌کند. ریسک تولید مرغ از بی‌اطمینانی نسبت به روند رشد طبیعی آن ناشی می‌شود. عوامل مهارناپذیری مانند عوامل جوی (سیل، صاعقه، آتش‌سوزی غیرعمدی) و بیماری‌های همه‌گیر و غیرهمه‌گیر، کیفیت دان، سلامت جوجه‌ی یک‌روزه و دیگر نهاده‌های تولیدی و قابل دست‌رس بودن آن‌ها از عوامل ایجاد این نوع ریسک است که بر روی کیفیت و کمیت تولید گوشت تاثیر می‌گذارد. ریسک قیمت گوشت مرغ ناشی از نوسانات قیمت در بازار فروش محصول گوشت مرغ است. این نوسانات قیمتی تحت تاثیر عواملی به شرح زیر بروز می‌کند: نوسان در جوجه‌ریزی به خاطر نبود اطمینان از دریافت قیمت مناسب به دلیل تغییرات پی‌درپی در قوانین و مقررات واردات و صادرات؛ نوسانات قیمت در بازارهای جهانی گوشت مرغ و اقلام دان؛ نوسانات بازارهای داخلی مرتبط مانند بازار گوشت گاو، گوسفند و ماهی. از این رو هر ابزار سیاستی که بتواند با پوشش ریسک‌های یاد شده، درآمد تولیدکنندگان این صنعت را تا حد قابل قبولی تضمین کند، می‌تواند موجب ادامه‌ی جوجه‌ریزی و تولید گوشت شود؛ از نوسانات قیمت در بازار جوگیری کند و نیاز به مداخله‌ی پر هزینه‌ی دولت را در بازار گوشت مرغ کاهش دهد.

اینک بخشی از ریسک تولیدکنندگان مرغ گوشتی به وسیله‌ی صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی با ارایه‌ی بیمه‌ی عمل‌کرد (تولید) زیر پوشش قرار دارد. در این سیاست بیمه‌ای، تولیدکنندگان مرغ گوشتی در برابر زیان‌های ناشی از تلفات

جوجه های گوشتی به سبب عوامل گریزناپذیر مانند زلزله، سیل، طوفان و برخی از بیماری های شناخته شده ی طیور مانند نیوکاسل، برونشیت، آنفلونزا و...، زیر پوشش قرار می گیرند (صندوق بیمه ی محصولات کشاورزی، ۱۳۸۵). در حقیقت، سیاست بیمه ی فعلی مرغ گوشتی تنها ریسک تلفات جوجه های گوشتی را مورد حمایت قرار می دهد و برای ریسک قیمت که از دید تولیدکنندگان بسیار با اهمیت است و سبب بروز ناطمینانی در درآمد ایشان می شود؛ پوششی وجود ندارد.

به دلیل نبود ابزار مناسب پوشش ریسک و با توجه به اهمیت گوشت مرغ در سبد مصرفی خانوارها، دولت همواره در این صنعت مداخله کرده است. برای نمونه، بعد از پیروزی انقلاب اسلامی و بویژه در دوران جنگ، صنعت تولید گوشت مرغ تحت کنترل دولت قرار داشت و قیمت دولتی گوشت مرغ در طی سال های ۶۹ تا ۱۳۶۰ در سطح ۲۶۰ ریال تثبیت شد (بستاکی و صادقی، ۱۳۸۱). اگر چه بعد از پایان جنگ، نگاه دولت به این صنعت تغییر کرد و با اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در کشور دولت کنترل خود را برای مدتی بر این صنعت کاهش داد و به اصطلاح آزادسازی در آن انجام شد؛ اما در پی آزادسازی با افزایش قیمت ها (افزایش قیمت هر کیلوگرم گوشت مرغ زنده از ۵۰۳۰ ریال در سال ۱۳۷۷ به ۹۴۲۶ ریال در سال^۱ ۱۳۸۴) و افزایش نوسانات قیمت در بازار، دولت با تشکیل کمیته ی تنظیم بازار، دوباره ناگزیر به دخالت در بازار مرغ شد.

نبود ابزارهای پیشرفته ی مدیریت ریسک قیمت مانند قراردادهای آتی^۲ و اختیار معامله^۳، برای تولیدکنندگان مرغ گوشتی در کشور همانند کشورهای توسعه یافته از یک سو و ناگزیر بودن کشور به تعقیب سیاست های آزادسازی تجاری و پیوستن به سازمان تجارت جهانی از سوی دیگر- که تولیدکنندگان این بخش را در معرض

- شرکت پستی بانی امور دام کشور،^۱

2- Future contract
3- Option contract

نوسانات ناشی از سیاست‌های دولت‌های دیگر در بخش پرورش طیور گوشتی و دان قرار می‌دهد. انتظار می‌رود بازار گوشت مرغ در آینده دارای نوسانات قیمتی زیادتری باشد و درآمد تولیدکنندگان این بخش را بی‌ثبات‌تر کند. پس بهره‌گیری از راه‌کار بیمه‌ی درآمد که متکی بر روی‌کرد بازار است، امری گریزناپذیر است. تجربه‌ی جهانی و نتایج مطالعه‌های اقتصادی از جمله مطالعه‌های تروری (۱۹۹۲a,b)، گری و هم‌کاران (۱۹۹۵ و ۲۰۰۴)، بابکوک و هنسی (۱۹۹۶)، هنسی و هم‌کاران (۱۹۹۷)، کوبل و هم‌کاران (۲۰۰۰)، هارت و هم‌کاران (۲۰۰۱)، وانگ و هم‌کاران (۲۰۰۳)، بیلزا و هم‌کاران (۲۰۰۴)، حاوسر و هم‌کاران (۲۰۰۴) و بابکوک (۲۰۰۴)، همگی نشان داده است که سیاست بیمه‌ی درآمد، گزینه‌ی مناسب برای مدیریت ریسک درآمد تولیدکنندگان مرغ گوشتی و کاهش نوسانات بازار است. آن‌گونه که میسر و گودوین (۲۰۰۶) می‌گویند، شاید دلیل اصلی توسعه‌ی روزافزون سیاست بیمه‌ی درآمد این باور باشد که این سیاست نسبت به دیگر سیاست‌های سستی در مدیریت ریسک و تثبیت درآمد کشاورزان، کارا عمل می‌کند. سیاست بیمه‌ی درآمد براساس رفتارهای ریسک‌های قیمت و تولید محصول طراحی می‌شود و این امکان را فراهم می‌کند که پرورش‌دهندگان مرغ گوشتی در برابر افت درآمد- که ناشی از افت سطح تولید یا قیمت گوشت مرغ و یا هر دو است- مورد حمایت قرار گیرند. در این مطالعه تلاش شده است به این پرسش پاسخ داده شود که با توجه به نوسانات قیمت و شرایط تولید در کشور آیا راه‌کار بیمه‌ی درآمد می‌تواند گزینه‌ای برای کاهش ریسک تولیدکنندگان مرغ گوشتی باشد؟ به سخن دیگر، آیا می‌توان یک بیمه‌ی درآمد با نرخ قابل قبول ارائه کرد که به عنوان مکمل بیمه‌ی موجود و یا جانشین آن مورد پذیرش قرار گیرد. اگر این نوع بیمه بتواند با نرخ مناسب و قابل رقابت با نرخ بیمه‌ی غیر کامل فعلی ارائه شود ضمن پوشش مناسب ریسک درآمد تولیدکنندگان، نیاز به مداخله‌های دولت را در این بازار کاهش خواهد داد. در ادامه چه‌گونگی برآورد نرخ بیمه‌ی درآمد در سناریوهای گوناگون ارائه می‌شود.

روش تحقیق

فرض می‌شود پرورش دهندگان مرغ گوشتی به عنوان متقاضیان خدمت بیمه (بیمه‌گذار) نخست ریسک‌گریزند و دوم درآمد آن‌ها به سبب وجود ریسک‌های تولید و قیمت گوشت مرغ تصادفی است. در این صورت، درآمد تصادفی $(R(x))$ پرورش‌دهنده‌ی \ddagger ام مرغ گوشتی را می‌توان به طور کلی به صورت تابعی از n متغیر تصادفی (x_j) غیرمنفی، $R(x) = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ، مانند میزان تولید و قیمت گوشت مرغ تعریف کرد. در این شرایط، تولیدکننده حاضر است با توجه به میزان ریسک درآمد و شدت ریسک‌گریزی خود که در شکل تابع مطلوبیت وی نهفته است (رابینسون و باری^۱، ۱۹۸۷)، مبلغی را به عنوان حق بیمه پردازد تا ریسک درآمد خود را در پوشش بیمه‌ی درآمد قرار دهد و به یک درآمد مطمئن دست یابد (ماهول و رایت^۲، ۲۰۰۳).

از طرف دیگر، بیمه‌گر (در این جا صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی) با قبول ریسک در مقابل آرایه‌ی خدمت بیمه، حق بیمه‌ای را برآورد و تعیین می‌کند. در این رابطه دو فرض اساسی وجود داد. فرض اول این که صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی یا هر بنگاه عرضه‌کننده بیمه دارای ترجیحات ریسک خنثی است (دانکن و مایرز^۳، ۲۰۰۰) و دوم این که ریسک درآمد پرورش دهندگان مرغ گوشتی قابل بیمه^۴ است. بر این اساس، فرض می‌شود صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی، میزان حق بیمه‌ی درآمد را به صورت یک حق بیمه‌ی منصفانه اکچواری^۵ تعیین می‌کند. حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری به این معنی است که میزان حق بیمه‌ی

1- Robinson and Barry

2- Mahul and Wright

3- Duncan and Myers

4- Insurable

5- Actuarial fair premium

- این یک فرض واقعی است و به تقریب تمامی مطالعه‌ها و برنامه‌های فعلی بیمه از این طریق میزان حق بیمه را تعیین می‌کند.

دریافتی از تولیدکنندگان (با صرف نظر از فاکتور بارگذاری^۱) برابر با غرامت انتظاری^۲ بیمه گر است. بر این اساس، میزان حق بیمه ی درآمد () فقط به هزینه ی غرامت انتظاری (EI(z)) بستگی خواهد داشت (ماهول و رایت، ۲۰۰۳) یعنی:

$$\pi = c[EI(z)] \quad (1)$$

که در آن $c(0) = 0$ و $c'(0) \geq 1$ برای تمامی $EI(z) \geq 0$ و E نماد امید ریاضی^۳ است. البته که غرامت انتظاری خودش به میزان ریسک مورد بیمه شده بستگی دارد، یعنی به همان ریسک هایی که تولیدکننده با آن روبه رو است. بنابراین، می توان میزان غرامت پرداختی (I(z)) صندوق بیمه را به صورت تابعی از n متغیر تصادفی غیرمنفی مقادیر متغیرهای تصادفی مانند سطح تولید و قیمت گوشت مرغ است، پس یک تابع غرامت موجه^۵ می بایست غیرمنفی باشد:

$$I(z) \geq 0 \quad (2)$$

زمانی که مقدار واقعی بردار z (یعنی مقادیر تحقق یافته ی متغیرهای تصادفی یاد شده) مشخص شود، بیمه گر در ازای حق بیمه ای () که از تولیدکننده دریافت کرده است، غرامت I(z) را به وی پرداخت می کند.

- البته در عمل، حق بیمه ی واقعی پرداختی کشاورزان متفاوت از حق بیمه ی منصفانه ی اکچواری است. این مساله ناشی از آن است که به تقریب، همیشه بیمه گر به سبب وجود هزینه های اجرایی برنامه ی بیمه، وجود اطلاعات نامتقارن در بازار بیمه، طبقه بندی کشاورزان به گروه های ریسکی مختلف و حفظ مبلغی به عنوان ذخیره ی احتیاطی برای مقابله با زبان های پیش بینی نشده و خطرات فاجعه آمیز، مبلغی را به حق بیمه ی منصفانه ی اکچواری اضافه می کند. این مبلغ، در اصطلاح به "فاکتور بارگذاری" (lodging factor) معروف است که به طور معمول به صورت درصدی از حق بیمه ی منصفانه ی اکچواری محاسبه می شود (اسکیز و هم کاران، ۱۹۹۷؛ وانگ و هم کاران، ۲۰۰۳ و ماهول، ۲۰۰۳).

2- Expected indemnities

3- Expectation operator

۴ غالباً متغیرهای تصادفی Zi، همان متغیرهای تصادفی Xi می باشند، ولی ممکن است برخی از متغیرهای تاثیرگذار بر تابع غرامت متفاوت از متغیرهای تصادفی تابع درآمد تولیدکننده باشد.

5 -Feasible indemnity function

از تعامل بیمه‌گر و بیمه‌گذار که هر یک براساس مبانی توضیح داده شده تمایلات خود را دارند می‌بایست یک حق بیمه‌ی تعادلی شکل گیرد. فرض می‌شود تولیدکننده (بیمه‌گذار) با پرداخت حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری، اقدام به خرید قرارداد بیمه‌ی درآمد می‌کند و مطلوبیت مورد انتظار از درآمد خود را با توجه به میزان حق بیمه‌ی پرداختی و غرامت دریافتی، بیشینه می‌کند. توضیحات بالا در قالب روابط ریاضی به شکل (۳) بیان می‌شود (ماهول، ۲۰۰۳، ماهول و رایت، ۲۰۰۳).

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{I(z), \pi} \text{Eu}[R(x) + I(z) -] \\ & \text{s.t.} \\ & (1) \quad I(z) \geq 0 \\ & (2) \quad \pi = c[EI(z)] \end{aligned} \quad (3)$$

که در آن، مطلوبیت انتظاری درآمد تولیدکننده ($\text{Eu}(\cdot)$)، به عنوان تابع هدف، و معادلات (۱) و (۲) به عنوان محدودیت‌های آن در نظر گرفته شده است.

معادله‌ی (۳) بیانگر آن است که تولیدکننده‌ی ریسک‌گریز که میزان ریسک‌گریزی وی در شکل تابع مطلوبیت وی $[U(0)]$ وجود دارد، با پرداخت حق بیمه، ریسک درآمد تصادفی $R(x)$ خود را به بیمه‌گر منتقل کرده و با دریافت غرامت $I(z)$ در صورت بروز خسارت، یعنی $I(z) \geq 0$ ، مطلوبیت درآمد معادل اطمینان خود را بیشینه می‌کند. بیمه‌گر نیز با توجه به میزان غرامت پرداختی مورد انتظار، $E[I(z)]$ ، که به میزان ریسک درآمد $R(x)$ تولیدکننده بستگی دارد، میزان حق بیمه را تعیین می‌کند (محدودیت ۲). بنابراین، با حل معادله‌ی (۳)، حق بیمه‌ای به دست می‌آید که مورد قبول هر دو طرف می‌باشد. ماهول و رایت (۲۰۰۳) با حل معادله‌ی یادشده نشان دادند زمانی یک حق بیمه‌ی بهینه به دست می‌آید که میزان غرامت پرداختی براساس رابطه‌ی زیر تعیین شود:

$$I^*(x) = \max[R^G - R(x), 0] \quad \text{With } R^G \geq 0 \quad (4)$$

که در آن R^G ، سطح درآمد تضمینی و $R(\mathbf{x})$ درآمد تولیدکننده در زمان برداشت محصول (درآمد واقعی) است.

معادله‌ی (۴) تایید کننده‌ی آن است که در یک قرارداد بیمه‌ی درآمد، پرداخت غرامت زمانی صورت می‌گیرد که درآمد واقعی $R(\mathbf{x})$ تولیدکننده کم‌تر از سطح درآمد تضمینی R^G باشد. درآمد واقعی تولیدکننده، تابعی از مقادیر واقعی روی داده‌ی متغیرهای تصادفی x_i ، یعنی قیمت محصول (P_y) و عمل‌کرد محصول (Y) در زمان برداشت محصول است. سطح درآمد تضمینی، بر پایه‌ی میزان درآمد انتظاری برای دوره‌ی آینده‌ی تولید برآورد می‌شود. درآمد انتظاری (R^f) تابعی از مقادیر آینده‌ی قیمت محصول (P_y^f) و عمل‌کرد محصول (Y^f) است. از حاصل ضرب سطح پوشش بیمه^۱ (λ) در میزان درآمد انتظاری، سطح درآمد تضمینی به دست می‌آید:

$$R^G = \lambda R^f = \lambda R(Y^f, P_y^f) \quad (5)$$

توضیحات بالا بیانگر آن است که منطق پرداختی‌ها و کارکرد قراردادهای بیمه‌ی درآمد بر پایه‌ی معادله‌ی (۴) استوار است. پس، میزان غرامت انتظاری بیمه‌گر در زمان عقد قراردادهای بیمه‌ی درآمد نیز براساس همین منطق- معادله‌ی (۴) شکل می‌گیرد. بنابراین، در عمل به این روش میزان غرامت‌های انتظاری بیمه‌گر و در نتیجه میزان نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری برای قراردادهای بیمه‌ی درآمد تعیین می‌شود. توضیحات بالا در قالب روابط ریاضی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\begin{aligned} EI(\mathbf{x}) &= E \max[\lambda R^f - R(\mathbf{x}), 0] \\ &= E \max[\lambda R^f - R(P_y, Y), 0] \end{aligned} \quad (6)$$

۱- به طور معمول برای کاهش میزان مخاطرات اخلاقی، درصدی (α) از درآمد انتظاری کسر می‌شود که به مبلغ قابل کسر (Deductible) یا فرانشیز معروف است و حاصل عدد یک منهای درصد مبلغ قابل کسر ($1-\alpha$) را سطح پوشش بیمه (Insurance coverage level) می‌نامند.

در برنامه‌های بیمه‌ی محصولات کشاورزی، نرخ حق بیمه به صورت قیمت پرداختی تولیدکننده به ازای هر یک ریال تعهد بیمه‌گر تعریف می‌شود (بابکوک و هم‌کاران، ۲۰۰۴). نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری^۱ به صورت نسبت غرامت انتظاری به تعهد بیمه‌گر برآورد می‌شود. در برنامه‌ی بیمه‌ی درآمد، نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری (PR) نیز به ازای هر یک ریال درآمد تضمینی (تعهد بیمه‌گر) به دست می‌آید:

$$PR = \frac{E \max[\lambda R^f - R(P_y, Y), 0]}{\lambda R^f} \quad (7)$$

با استفاده از خصوصیات امید ریاضی، می‌توان معادله‌ی (۷) را به صورت معادله‌ی (۸) بازنویسی کرد:

$$PR = (1/\lambda R^f) \Pr[R(P_y, Y) < \lambda R^f] [\lambda R^f - E\{R(P_y, Y) | R(P_y, Y) < \lambda R^f\}] \quad (8)$$

در معادله‌ی (۸)، عبارت $\Pr[R(P_y, Y) < \lambda R^f]$ ، احتمال پرداخت غرامت را نشان می‌دهد. به سخن دیگر، این عبارت احتمال بروز خسارت یا همان میزان ریسک درآمد تولیدکننده را نمایان می‌کند. عبارت $[\lambda R^f - E\{R(P_y, Y) | R(P_y, Y) < \lambda R^f\}]$ ، اختلاف درآمد انتظاری شرطی^۲ تولیدکننده از سطح درآمد تضمینی را نشان می‌دهد. در واقع، این عبارت بیانگر میزان غرامت پرداختی یا همان ارزش خسارت انتظاری قابل پرداخت است.

در این مطالعه، مرغ‌داری‌های استان تهران به عنوان نمونه انتخاب شد تا الگوی بیمه‌ی درآمد مرغ گوشتی برای آن طراحی شود. انتخاب استان تهران به سه دلیل زیر صورت گرفت: نخست این که، به طور متوسط در طی سال‌های ۸۴ تا ۱۳۷۷، استان تهران با ظرفیت بیش از ۱۰ درصد پرورش مرغ گوشتی کشور دارای مقام اول در کشور است (معاونت امور دام کشور، ۱۳۸۵). دوم این که، براساس اطلاعات

1 - Actuarial fair premium rate

2- Conditional expected revenue

سرشماری کل کشور در سال ۱۳۸۵ (مرکز آمار ایران، ۱۳۸۵) استان تهران با جمعیت بیش از ۱۲ درصد از کل جمعیت کشور، بزرگ‌ترین بازار مصرف گوشت مرغ را در کشور تشکیل می‌دهد و سوم این‌که، تغییرات قیمت در دیگر استان‌های کشور تا حدودی متأثر از تغییرات قیمت در استان تهران است.

با توجه به توضیحات بالا و روابط ارایه شده، برآورد نرخ حق بیمه‌ی درآمد منصفانه‌ی اکچواری، نیازمند تعیین سطح درآمد تضمینی، پیش‌بینی مقادیر آتی عمل‌کرد و قیمت محصول، اندازه‌گیری ریسک درآمد محصول و برآورد میزان غرامت انتظاری است. در ادامه چه‌گونگی برآورد این پارامترها و در نتیجه تعیین نرخ حق بیمه برای برنامه‌ی بیمه‌ی درآمد مرغ گوشتی توضیح داده می‌شود.

الف. تعیین سطح درآمد تضمینی

در الگوی بیمه‌ی درآمد حاضر، مدت قرارداد بیمه همانند برنامه‌ی فعلی بیمه‌ی همگانی جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی (بیمه‌ی تولید) ۴۸ روز تعریف می‌شود که از سن یک‌روزه شروع شده و پس از سپری شدن ۴۸ روز به پایان می‌رسد. در الگوی بیمه‌ی درآمد، واحد بیمه‌شده، یک قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی است و به دنبال آن سطح درآمد تضمینی نیز به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی تعیین می‌شود. فرض می‌شود واحد پرورش‌دهنده‌ی مرغ گوشتی تعداد N (برای نمونه ۳۰۰۰۰) قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در واحد خود پرورش دهد. در طول دوره‌ی پرورش، ۴۸ روز، به سبب بروز برخی از امراض و یا رعایت نکردن کامل اصول به‌داشتی و مدیریتی، بخشی از این جوجه‌های گوشتی از بین خواهند رفت. حتی در صورت وجود نداشتن بیماری و یا زیان خاص، به طور طبیعی تلفاتی در گله‌های پرورش نیز قابل مشاهده است که به این میزان تلفات، تلفات متعارف می‌گویند (صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی، ۱۳۸۵). بنابراین، در پایان دوره‌ی پرورش (سن ۴۸ روزگی) پس از کسر تعداد جوجه‌های گوشتی تلف‌شده (δ) از میزان جوجه‌ریزی اولیه در سالن (N)، تعداد جوجه‌های پرورش‌یافته‌ی آماده برای

فروش (n) به دست می آید. درآمد هر قطعه جوجه ی پرورش یافته یا به سخن دیگر، مرغ زنده ی گوشتی آماده ی فروش در مرغ داری از حاصل ضرب وزن زنده ی مرغ گوشتی هنگام کشتار ($\bar{\theta}$) در قیمت هر کیلوگرم گوشت مرغ زنده در زمان فروش آن (PB_t) در استان تهران (متوسط قیمت خرید کشتارگاه های تهران) به دست می آید:

$$R_t = \bar{\theta}PB_t \quad (9)$$

که در آن R_t ، درآمد هر قطعه مرغ زنده آماده ی فروش در مرغ داری در t امین ماه از سال است. با حاصل ضرب درآمد R_t در تعداد کل جوجه های آماده ی فروش (n)، درآمد کل این واحد پرورش دهنده (TR_t) به دست می آید. از تقسیم درآمد کل، TR_t ، به تعداد جوجه ریزی اولیه در سالن (N)، درآمد متوسط هر قطعه جوجه ی یکروزه ی گوشتی (AR_t) محاسبه می شود. توضیحات بالا در قالب روابط ریاضی به صورت زیر بیان می شود:

$$n = (1 - \delta)N \quad (10)$$

$$TR_t = nR_t = (1 - \delta)NR_t \quad (11)$$

$$AR_t = \frac{TR_t}{N} = (1 - \delta)R_t \\ = (1 - \delta)(\bar{\theta}PB_t) \quad (12)$$

در الگوی بیمه ی کنونی، برای هر تولیدکننده یک سطح مشخص از درآمد متوسط هر قطعه جوجه ی یکروزه ی گوشتی، AR_t ، تضمین می شود که از حاصل ضرب آن در تعداد جوجه ریزی اولیه، N ، سطح درآمد تضمینی تولیدکننده محاسبه می شود. براساس مطالب گفته شده، سطح درآمد تضمینی به ازای هر قطعه جوجه ی یکروزه ی گوشتی برای تولیدکننده ی j ام به صورت زیر تعیین می شود:

$$AR_{ij}^G = \lambda \times AR_{ij}^f \\ = \lambda \times [(1 - \delta_j)(\bar{\theta}PB_{ij}^f)] \quad (13)$$

که در آن، AR_{ij}^G ، سطح درآمد تضمینی برای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در ماه t ام برای تولیدکننده‌ی زام برحسب ریال، λ ، سطح پوشش بیمه، PB_i^f ، قیمت پیش‌بینی‌شده‌ی گوشت مرغ زنده در مرغ‌داری در ماه t برای استان تهران بر حسب کیلوگرم به ریال، δ_j ، میانگین تلفات جوجه‌های گوشتی در چند دوره‌ی گذشته برای تولیدکننده‌ی زام و $\bar{\theta}$ همان تعریف قبلی خود را دارد. براساس رابطه‌ی (۱۳)، برای محاسبه‌ی سطح درآمد تضمینی AR_{ij}^G می‌بایستی پارامترهای $\bar{\theta}$ ، δ_j و متغیر PB_i^f برآورد شود که در ادامه، چه‌گونگی برآورد آن‌ها شرح داده می‌شود.

پارامتر $\bar{\theta}$ ، یعنی وزن زنده‌ی مرغ هنگام فروش برای هر تولیدکننده بایستی براساس میانگین مقادیر آن در طی چند دوره‌ی گذشته‌ی فعالیت وی محاسبه شود؛ اما در شرایطی که آماری از داده‌های وزن زنده‌ی مرغ هنگام فروش برای هر تولیدکننده به تفکیک وجود نداشته باشد (همانند وضع موحود در ایران)، از آمارهای متوسط استانی وزن زنده‌ی مرغ هنگام فروش می‌توان برای برآورد پارامتر $\bar{\theta}$ استفاده کرد. از آن‌جا که در این تحقیق، قراردادهای بیمه‌ی درآمد برای سال ۱۳۸۵ در نظر گرفته شده است، بنابراین از متوسط وزن زنده‌ی مرغ هنگام فروش آن در استان تهران در سال ۱۳۸۴ که برابر با ۲/۳۴ کیلوگرم است (معاونت امور دام کشور، ۱۳۸۵)، استفاده می‌شود.

پارامتر δ_j نیز همانند پارامتر $\bar{\theta}$ ، می‌بایستی براساس میانگین تلفات جوجه‌های گوشتی تولیدکننده‌ی زام در چند دوره‌ی گذشته تعیین شود. اما از آن‌جا که دسترسی به داده‌های گذشته‌ی چند ساله‌ی میزان تلفات هر مرغ‌داری وجود ندارد، پس میزان پارامتر δ_j ، با سناریوسازی و با در نظر گرفتن محدوده‌ی تلفات در مرغ‌داری‌های کشور و آن‌چه هم‌اکنون ملاک عمل بیمه‌ی کشاورزی است، محاسبه می‌شود و متناسب با هر سناریو، نرخ حق بیمه نیز برآورد می‌شود. برای نمونه در یک سناریو، برای تعیین میزان تلفات جوجه‌های گوشتی مطابق طرح فعلی بیمه‌ی همگانی طیور نیمچه گوشتی عمل می‌شود و در سناریوی دیگر، مزارع پرورش مرغ

گوشتی به ۴ گروه ریسکی متفاوت با توجه به میزان تلفات در هر کدام تقسیم بندی می شود.

در مزارع پرورش مرغ گوشتی، بخشی از جوجه های گوشتی حتی در صورت بروز نکردن امراض خاص، به طور طبیعی تلف می شوند که به تلفات متعارف معروف است. مطابق طرح بیمه ای اجباری جوجه ای یک روزه ی گوشتی، میزان تلفات متعارف در هر هفته از یک دوره ی پرورش (۷ هفته) متفاوت است، ولی به طور متوسط میزان تلفات متعارف جوجه های گوشتی در مرغ داری های استان تهران در حدود ۱۱ درصد است (هاشمی، ۱۳۸۳؛ مولائی، ۱۳۸۳ و صندوق بیمه ی محصولات کشاورزی، ۱۳۸۵). مطابق بیمه ی همگانی طیور نیمچه گوشتی، چنان چه میزان تلفات واحد پرورش دهنده ی مرغ گوشتی بیش تر از تلفات متعارف باشد، مازاد آن مشمول پرداخت غرامت می شود. بر این اساس، در الگوی بیمه ی درآمد حاضر نیز میزان پارامتر δ_j برای هر تولید کننده برابر با میزان تلفات متعارف جوجه های گوشتی در استان تهران، یعنی $\delta = 0/11$ قرار داده می شود و بر این اساس نرخ حق بیمه ی درآمد محاسبه می شود. به گفته ی دیگر، در این سناریو، بیمه گر آن بخش از افت درآمد واقعی تولید کننده را تحت پوشش خود قرار می دهد که بالاتر از میزان تلفات متعارف جوجه های گوشتی باشد.

در سناریوی دوم، تولیدکنندگان به ۴ گروه ریسکی متفاوت تقسیم بندی می شود. گروه اول با ۶ درصد تلفات به عنوان گروه کم خطر، گروه دوم با ۱۲/۵ درصد تلفات (میانگین تلفات استان تهران) به عنوان گروه با ریسک متوسط، گروه سوم با ۱۸ درصد تلفات به عنوان گروه پرخطر و گروه چهارم با تلفات ۲۴ درصد و بیش از آن به عنوان گروه خیلی پرخطر در نظر گرفته می شود. برای هر گروه ریسکی یا به سخن دیگر، برای هر تولیدکننده ای که در یکی از این گروه های ریسکی قرار می گیرد، مقدار پارامتر δ_j برابر با میزان تلفات تعریف شده برای آن گروه ریسکی در نظر گرفته می شود. از آن جا که هر یک از چهار گروه ریسکی یاد شده دارای ریسک

تلفات متفاوتی است، پس برای هر گروه ریسکی متناسب با میزان ریسک تلفات آن، نرخ حق بیمه‌ی متفاوتی تعیین می‌شود تا هر گروه متناسب با میزان ریسک تولید خود حق بیمه بپردازد.

اطلاعات مربوط به قیمت‌های پیش‌بینی شده‌ی گوشت مرغ زنده (PB^f) در استان تهران برای سال ۱۳۸۵ از مطالعه‌ی قهرمانزاده و سلامی (۱۳۸۷) استخراج شده است که مقادیر مربوطه در بخش نتایج، ارائه می‌شود. این محققان با توجه به خصوصیت تغییر فصلی قیمت گوشت مرغ زنده، رفتار این سری قیمت را الگوسازی کردند و مقادیر آتی قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده را برای استان تهران در سال ۱۳۸۵ پیش‌بینی کردند.

ب اندازه‌گیری ریسک درآمد و تعیین میزان غرامت‌های انتظاری

براساس آن چه که در رابطه‌ی (۸) در خصوص تعیین نرخ بیمه‌ی درآمد بیان شد، گام بعدی پس از محاسبه‌ی سطح درآمد تضمینی، اندازه‌گیری ریسک درآمد و تعیین میزان غرامت پرداختی مورد انتظار است. در برنامه‌ی بیمه‌ی درآمد، آن چیزی به عنوان ریسک تلقی می‌شود یا به سخن دیگر یک تعریف قابل کاربرد از ریسک در برنامه‌ی بیمه‌ی درآمد، عبارت است از احتمال این که میزان درآمد تولیدکننده کم‌تر از سطح درآمد تضمینی باشد. در حقیقت طراحی برنامه‌ی بیمه‌ی درآمد مرغ گوشتی، طراحی مکانیسمی است برای اندازه‌گیری احتمال افت درآمد واقعی متوسط هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی از سطح درآمد تضمینی آن و سطح غرامت پرداختی مورد انتظار زمانی که افت درآمد رخ می‌دهد. بخش اول میزان ریسک درآمد است که بایستی اندازه‌گیری شود و بخش دوم میزان غرامت انتظاری است که با در نظر گرفتن ریسک درآمد به دست می‌آید. بنابراین، با اندازه‌گیری ریسک درآمد و و شبیه‌سازی آن، هم می‌توان احتمال پرداخت غرامت را برآورد کرد و هم میزان غرامت پرداختی مورد انتظار را محاسبه کرد.

مطابق رابطه‌ی (۱۲)، ریسک درآمد، ناشی از بی‌اطمینانی از سطح قیمت گوشت مرغ و میزان تلفات است. پس، توزیع متغیر تصادفی درآمد، یک توزیع مشترک^۱ دو متغیره است که با برآورد توزیع‌های نهایی^۲ متغیرهای قیمت گوشت مرغ زنده و میزان تلفات جوجه‌های گوشتی، می‌توان توزیع مشترک متغیر درآمد را به دست آورد (گودوین و کر^۳، ۲۰۰۲). سپس با استفاده از این توزیع می‌توان میزان ریسک درآمد متوسط هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه را اندازه‌گیری کرد (گودوین و کر، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۲؛ هننسی و هم‌کاران، ۲۰۰۳ و گودوین و ماهول، ۲۰۰۴). به گفته‌ی دیگر، با برآورد تابع چگالی احتمال مشترک درآمد، احتمال پرداخت غرامت به دست می‌آید. سپس با شبیه‌سازی ریسک درآمد، درآمد متوسط هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی برای دوره‌ی آتی تولید شبیه‌سازی می‌شود که با مقایسه‌ی درآمدهای شبیه‌سازی شده با سطح درآمد تضمینی، میزان غرامت پرداختی مورد انتظار بیمه‌گر به دست می‌آید.

همان گونه که مولایی (۱۳۸۳) نشان داده است، میزان تلفات جوجه‌های گوشتی در مرغ‌داری‌های نیمچه‌گوشتی، تابعی از کیفیت آب مصرفی مرغ‌داری، منطقه‌ای که مرغ‌داری در آن واقع شده، فاصله‌ی مرغ‌داری از یک‌دیگر و حصارکشی اطراف آن، ظرفیت مرغ‌داری، تجربه و رشته‌ی تحصیلی مدیر، وجود آب‌خوری خودکار و سامانه‌های گرمایش و سرمایش مناسب است. در نتیجه، می‌توان فرض کرد که میزان تلفات جوجه‌های گوشتی با قیمت گوشت مرغ زنده هم‌بستگی ندارد، پس می‌توان توزیع‌های نهایی دو متغیر یادشده را مستقل از هم برآورد کرد.

در این مطالعه، به دو دلیل کارا بودن و نیازمندی به داده‌های کم‌تر در روش‌های پارامتریک نسبت به روش‌های ناپارامتریک (گودوین و کر، ۱۹۹۸ و ۲۰۰۲؛ کر و کوبل، ۲۰۰۳ و گودوین و ماهول، ۲۰۰۴)، برای برآورد توزیع‌های نهایی متغیرهای

1-Joint distribution
2-Marginal distribution
3-Goodwin and Ker

قیمت گوشت مرغ و تلفات از روش‌های پارامتریک استفاده می‌شود. در روش‌های پارامتریک، چگالی‌های احتمال متغیر از طریق تابع توزیع یا چگالی احتمال مشخص از قبیل نرمال، بتا، گاما، لگ نرمال، لوجستیک^۱ و ویبول^۲ برآورد می‌شود. پس از برآورد تابع توزیع برای نمونه لگ نرمال برای متغیر قیمت گوشت مرغ زنده و توزیع نرمال برای متغیر تلفات، با استفاده از تابع توزیع لگ نرمال تجمعی معکوس^۳ برای قیمت گوشت مرغ زنده و تابع توزیع تجمعی نرمال معکوس برای متغیر تلفات جوجه‌های گوشتی، متغیرهای یادشده از طریق شبیه‌سازی مونت کارلو به تعداد زیاد (برای نمونه ۱۰۰۰۰ مرتبه) شبیه‌سازی می‌شود.^۴ سپس با استفاده از متغیرهای شبیه‌سازی شده، درآمدهای متوسط شبیه‌سازی شده برای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی به صورت معادله‌ی (۱۴) محاسبه می‌شود:

$$AR_{t,i}^s = (1 - \delta_i^s) \times \bar{\theta} PB_{t,i}^s \quad i = 1, 2, \dots, K \quad (14)$$

که در آن، $AR_{t,i}^s$ ، درآمد متوسط شبیه‌سازی شده برای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در ماه t ام در i امین تکرار، δ_i^s ، میزان تلفات شبیه‌سازی شده در i امین تکرار، $PB_{t,i}^s$ ، قیمت گوشت مرغ زنده شبیه‌سازی شده در ماه t ام در i امین تکرار، K ، تعداد مرتبه‌ی تکرار فرآیند شبیه‌سازی (۱۰۰۰۰ مرتبه) و پارامتر $\bar{\theta}$ همان تعریف قبلی خود را دارد.

براساس رابطه‌ی (۶)، از تفاضل درآمدهای متوسط شبیه‌سازی شده $AR_{t,i}^s$ از درآمد تضمینی AR_{ij}^G به شرطی که $AR_{t,i}^s < AR_{ij}^G$ باشد، مقادیر گرامت‌های پرداختی مورد انتظار بیمه‌گر به دست می‌آید. سپس میانگین این گرامت‌های انتظاری محاسبه شده و مطابق رابطه‌ی (۷) از تقسیم میانگین گرامت انتظاری به سطح درآمد تضمینی،

1-Logistic

2-Weibull

3-Inverse cumulative distribution function

۴- برای دریافت اطلاعات بیش‌تر در این باره به ریچاردسون (۲۰۰۵) و جنتل (۲۰۰۳) مراجعه شود.

نرخ حق بیمه‌ی درآمد منصفانه‌ی اکچواری به دست می‌آید. همان گونه که گفته شد، به طور عموم، بیمه‌گر درصدی را به عنوان فاکتور بارگذاری به نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری به دست آمده، PR، اضافه می‌کند تا نرخ حق بیمه‌ی واقعی پرداختی تولیدکننده به دست آید. به باور اسکیز و هم‌کاران^۱ (۱۹۹۷) و اسکیز (۲۰۰۰)، به طور معمول فاکتور بارگذاری به صورت درصدی از نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری محاسبه می‌شود و چنان چه نرخ حق بیمه‌ی PR محاسبه شده به عدد ۰/۹ تقسیم شود، نرخ حق بیمه‌ی واقعی یعنی نرخ حق بیمه‌ی پرداختی تولیدکننده (بدون در نظر گرفتن یارانه‌ی دولت) به دست می‌آید.

همان گونه که گفته شد، اطلاعات مورد نیاز برای تدوین الگوی بیمه‌ی درآمد برای مرغ‌داری‌های گوشتی استان تهران شامل قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده در مرغ‌داری و وزن زنده‌ی مرغ هنگام کشتار آن در مرغ‌داری‌های گوشتی است. اطلاعات قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده در مرغ‌داری از بانک اطلاعات شرکت پشتیبانی امور دام و طیور کشور طی سال‌های ۸۴ تا ۱۳۷۷ و وزن زنده‌ی مرغ هنگام کشتار از بانک اطلاعاتی معاونت امور دام وزارت جهاد کشاورزی گردآوری شده است. هم‌چنین برای شبیه‌سازی متغیرها و برآورد نرخ حق بیمه‌ی درآمد از نرم‌افزار^۲ Simetar (ریچاردسون و هم‌کاران^۳، ۲۰۰۶) استفاده شده است.

نتایج و بحث

الف. محاسبه‌ی سطح درآمد تضمینی

همان گونه که در گذشته نیز گفته شد، مدت قرارداد بیمه، ۴۸ روز در نظر گرفته شده است. پس، در طول یک سال زراعی می‌توان چندین قرارداد بیمه در نظر گرفت.

1-Skees et al.

2-Simulation for Excel to Analyze Risk (Simetar)

3-Richardson et al.

از آن جا که اساس تعیین نرخ حق بیمه برای این قراردادها مانند هم است، از این رو، در این مطالعه تنها به تعیین نرخ حق بیمه برای یک قرارداد بیمه اکتفا شده است. برای این قرارداد بیمه، فرض شده است که تولیدکننده در طی دو هفته‌ی اول فروردین ماه اقدام به جوجه‌ریزی و خرید قرارداد بیمه کرده است. در این صورت پس از سپری شدن ۴۸ روز، زمان اتمام قرارداد وی دو هفته‌ی پایانی اردی‌بهشت خواهد بود. بنابراین، مطابق معادله‌ی ۱۳، سطح درآمد تضمینی برای این قرارداد بیمه می‌بایستی براساس قیمت آتی گوشت مرغ زنده در اردی‌بهشت محاسبه می‌شد. براساس مطالعه‌ی قهرمانزاده و سلامی (۱۳۸۷) قیمت پیش‌بینی شده‌ی گوشت مرغ زنده در اردی‌بهشت سال ۱۳۸۵ برای استان تهران برابر با ۱۰۴۵۰ ریال است. پس، با استفاده از این قیمت پیش‌بینی شده در رابطه‌ی (۱۳)، سطح درآمد تضمینی به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در دو سناریوی یادشده در ۶ سطح پوششش (λ) متفاوت، یعنی ۶۰، ۶۵، ۷۰، ۷۵، ۸۰ و ۸۵ درصد برآورد شد که نتایج آن‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول (۱). سطح درآمد تضمینی برای قرارداد بیمه‌ی درآمد مرغ گوشتی در سناریوهای

اول و دوم

| سطح درآمد تضمینی به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در سطح پوشش (ریال) | | | | | | |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------------|
| ۸۵ | ۸۰ | ۷۵ | ۷۰ | ۶۵ | ۶۰ | |
| ۱۸۴۹۹ | ۱۷۴۱۱ | ۱۶۳۲۲ | ۱۵۲۳۴ | ۱۴۱۴۶ | ۱۳۰۵۸ | سناریوی اول |
| ۱۸۱۷۹ | ۱۷۱۰۹ | ۱۶۰۴۰ | ۱۴۹۷۱ | ۱۳۹۰۱ | ۱۲۸۳۲ | سناریوی دوم |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که در گذشته بیان شد، در سناریوی دوم، مزارع پرورش مرغ گوشتی با توجه به میزان تلفات جوجه‌های گوشتی به ۴ گروه ریسکی متفاوت تقسیم‌بندی می‌شود. از آن جا که هر یک از این چهار گروه تولیدکنندگان دارای ریسک تلفات متفاوتی هستند، می‌بایستی برای هر گروه ریسکی متناسب با میزان ریسک تلفات آن،

نرخ حق بیمه تعیین می‌شد تا هر گروه با توجه به میزان ریسک تولید خود حق بیمه پرداخت کند. بنابراین، برای مقایسه‌ی به‌تر نرخ حق بیمه‌ی چهار گروه و مملوس‌تر کردن تفاوت بین آن‌ها، در این مرحله سطح درآمد تضمینی برای هر چهار گروه یکسان و در سطح تلفات برابر با ۱۲/۵۴ درصد، یعنی میانگین تلفات جوجه‌های گوشتی در استان تهران، تعیین شده است. براساس جدول (۱)، دیده می‌شود که با افزایش سطح پوشش بیمه، میزان درآمد تضمینی نیز افزایش یافته است. برای نمونه، در سناریوی اول سطح درآمد تضمینی به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در سطح پوشش ۶۵ درصد، ۱۴۱۴۶ ریال و در سطح پوشش ۸۵ درصد، ۱۸۴۹۹ ریال است.

ب. نتایج شبیه‌سازی درآمد متوسط هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی

برای شبیه‌سازی متغیرهای قیمت گوشت مرغ زنده و تلفات جوجه‌های گوشتی، نخست می‌بایست نوع تابع توزیع (از خانواده‌ی توزیع‌های پارامتریک) برای برآورد توابع چگالی‌های این متغیرها انتخاب می‌شد. جدول (۲) خصوصیات توزیعی متغیر قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده را نشان می‌دهد. مطابق این جدول، متغیر قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده دارای خمیدگی مثبت (۰/۱۸۷۸) است و در نتیجه از تابع توزیع لگ نرمال برای برآورد چگالی‌های احتمالی متغیر قیمت ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده استفاده شد.

برای بررسی خصوصیات توزیعی متغیر تلفات جوجه‌های گوشتی در مرغ‌داری‌های استان تهران، از آمار و اطلاعات مربوط به تلفات جوجه‌های گوشتی در مطالعه‌ی مولایی (۱۳۸۳) بهره‌گرفته شد که به صورت پرسش‌نامه از سطح مرغ‌داری‌ها به دست آمده بود. با استفاده از این اطلاعات، تابع چگالی احتمال (pdf) متغیر تلفات جوجه‌های گوشتی ترسیم شد که در نمودار (۱) نشان داده شده است. مطابق نمودار (۱)، دیده می‌شود که متغیر تلفات جوجه‌های

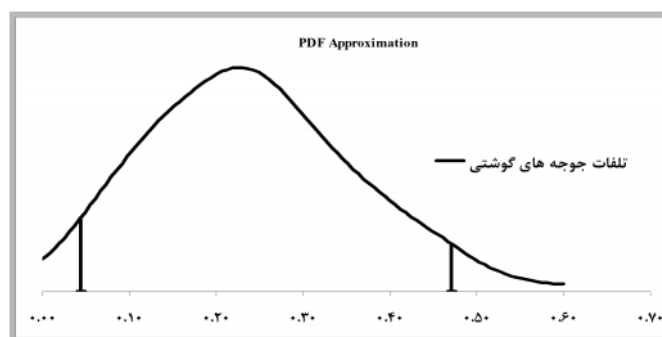
گوشتی به تقریب دارای تابع چگالی نرمال است. بنابراین، در این مطالعه فرض شده است که متغیر تلفات جوجه‌های گوشتی در مرغ‌داری‌های استان تهران از توزیع نرمال تبعیت می‌کند.

جدول (۲). خصوصیات آماری توزیع قیمت‌های ماهانه‌ی گوشت مرغ زنده

طی سال‌های ۸۴ تا ۱۳۷۷

| متغیر | میانگین | انحراف معیار | حداقل | بیشینه | خمیدگی | کشیدگی |
|--------------------------------------|---------|--------------|-------|--------|--------|--------|
| قیمت گوشت مرغ زنده (کیلوگرم/ریال) | ۷۵۳۱ | ۱۶۲۰/۴۵ | ۳۹۵۶ | ۱۰۷۹۰ | ۰/۱۸۷۸ | ±/۶۶۴۳ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۱). برآورد تابع چگالی احتمال تلفات جوجه‌های گوشتی در مرغ‌داری‌های استان تهران

در ادامه، تابع توزیع لگ نرمال برای متغیر قیمت گوشت مرغ زنده و تابع توزیع نرمال برای متغیر تلفات با استفاده از پارامترهای میانگین و انحراف معیار این متغیرها برآورد شد که در جدول (۳) آمده است. سپس متغیرهای قیمت گوشت مرغ زنده

برای اردی بهشت سال ۱۳۸۵ و میزان تلفات برای همین سال، شبیه سازی شد. البته در سناریوی دوم، متغیر تلفات جوجه های گوشتی برای هر گروه خطر متناسب با خصوصیات توزیعی (میانگین و انحراف معیار تلفات) آن گروه، شبیه سازی شد. سرانجام با به کارگیری متغیرهای شبیه سازی شده در معادله ی (۱۴)، درآمدهای متوسط هر قطعه جوجه ی یک روزه ی گوشتی در سناریوی اول و دوم شبیه سازی شد که خصوصیات آماری آنها در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۳). پارامترهای توزیع قیمت ها و تلفات جوجه های گوشتی

| متغیر | میانگین | انحراف معیار |
|---|-------------------|--------------|
| قیمت گوشت مرغ زنده در اردی بهشت (کیلوگرم/ریال) | ۱۰۴۵۰ | ۱۳۱۱/۶۳ |
| تلفات جوجه های گوشتی ^۱ (درصد): - در سناریوی اول | ۱۲/۵۴ | ۱۰/۸ |
| در سناریوی دوم: | گروه کم خطر | ۰/۰۱۱۶ |
| | گروه با خطر متوسط | ۰/۰۱۹۴ |
| | گروه پرخطر | ۰/۰۲۴۹ |
| | گروه خیلی پرخطر | ۰/۰۶۴۴ |

۴ پارامترهای میانگین و انحراف معیار تلفات جوجه های گوشتی در سناریوی اول از بانک اطلاعاتی معاونت امور دام کشور (۱۳۸۵) و در سناریوی دوم از آمار و اطلاعات مطالعه مولایی (۱۳۸۳) به دست آمد.

براساس جدول (۴)، دیده می شود مطابق انتظارهای قبلی هر چه از سمت گروه کم خطر به طرف گروه خیلی پرخطر نزدیک می شویم، میانگین درآمد متوسط شبیه سازی شده برای یک قطعه جوجه ی یک روزه ی گوشتی کاهش می یابد، به گونه ای که برای گروه اول ۲۳۳۹۵ ریال، گروه با خطر متوسط ۲۱۹۰۳ ریال، گروه پرخطر ۲۰۴۱۰ ریال و گروه خیلی پرخطر ۱۸۹۱۷ ریال است.

جدول (۴). خصوصیات آماری درآمد متوسط شبیه‌سازی شده برای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه در

سناریوی اول و دوم

| کشیدگی | خمیدگی | ضریب تغییرات (درصد) | انحراف معیار | میانگین | | |
|--------|--------|------------------------|-----------------|---------|--------------------|-----------------|
| ۰/۵۱۷۶ | ۰/۵۴۴۲ | ۲۱/۶۸ | ۴۵۸۴/۲۷ | ۲۱۱۴۳ | سناریوی اول | |
| ۰/۶۵۸۶ | ۰/۵۸۲۶ | ۱۹/۰۲ | ۴۴۴۹/۲۶ | ۲۳۳۹۵ | گروه کم‌خطر | سناریوی دوم: |
| ۰/۶۳۳۴ | ۰/۵۸۵۵ | ۱۹/۱۲ | ۴۱۸۸/۶۱ | ۲۱۹۰۳ | گروه متوسط | |
| ۰/۶۶۱۶ | ۰/۵۹۱۴ | ۱۹/۲۲ | ۳۹۲۳/۸۵ | ۲۰۴۱۰ | گروه پرخطر | |
| ۰/۶۳۸۶ | ۰/۶۲۴۴ | ۲۰/۹۱ | ۳۹۵۵/۳۱ | ۱۸۹۱۷ | گروه خیلی پرخطر | |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

ج. نتایج برآورد نرخ حق بیمه‌ی منصفانه‌ی اکچواری

با استفاده از سطوح درآمد تضمینی محاسبه شده در جدول (۱) و درآمدهای شبیه‌سازی شده، نرخ حق بیمه‌های منصفانه‌ی اکچواری و واقعی در سطوح پوشش متفاوت برای هر دو سناریو به طریقی که در بخش مبانی نظری بیان شده است، محاسبه شد. نتایج به دست آمده در جدول (۵) گزارش شده است. براساس این جدول، در سناریوی اول نرخ حق بیمه‌ی منصفانه در سطح پوشش ۶۰ درصد برابر با ۰/۰۸۳۹ ریال، سطح پوشش ۶۵ درصد ۰/۰۸۸۶ ریال، سطح پوشش ۷۰ درصد ۰/۰۹۲۷ ریال، سطح پوشش ۷۵ درصد ۰/۰۹۷۷ ریال، سطح پوشش ۸۰ درصد ۰/۱۰۸۹ ریال و در سطح پوشش ۸۵ درصد ۰/۱۱۸۳ ریال برآورد شده است. برای نمونه تولیدکننده می‌بایستی در سطح پوشش ۶۰ درصد، ۸/۳۹ درصد درآمد تضمینی و در سطح پوشش ۸۵ درصد، ۱۱/۸۳ درصد درآمد تضمینی را به عنوان حق بیمه

بپردازد. همچنین براساس جدول (۴)، دیده می‌شود مطابق انتظارات قبلی با افزایش سطح پوشش بیمه، نرخ حق بیمه نیز افزایش می‌یابد.

مطابق جدول (۵)، در سناریوی دوم، نرخ حق بیمه‌های منصفانه برای گروه تولیدکنندگان کم‌خطر در سطح پوشش ۶۰ درصد برابر با ۰/۰۶۴۳ ریال، پوشش ۶۵ درصد برابر با ۰/۰۶۷۵ ریال، پوشش ۷۰ درصد برابر با ۰/۰۷۰۸ ریال، پوشش ۷۵ درصد برابر با ۰/۰۷۳۷ ریال، پوشش ۸۰ درصد برابر با ۰/۰۷۸۵ ریال و پوشش ۸۵ درصد برابر با ۰/۰۸۴۲ ریال به دست آمد. این در حالی است که برای تولیدکنندگان خیلی پرخطر، نرخ حق بیمه‌ی منصفانه در سطح پوشش ۶۰ درصد برابر با ۰/۱۰۱۲ ریال، پوشش ۶۵ درصد برابر با ۰/۱۰۴۷ ریال، پوشش ۷۰ درصد برابر با ۰/۱۱۰۹ ریال، پوشش ۷۵ درصد برابر با ۰/۱۱۷۶ ریال، پوشش ۸۰ درصد برابر با ۰/۱۲۷۶ ریال و پوشش ۸۵ درصد برابر با ۰/۱۴۲۷ ریال محاسبه شد. مقایسه‌ی این مقادیر بیانگر آن است که تولیدکنندگان کم‌خطر در قبال پوشش ریسک درآمد خود، برای نمونه در سطح پوشش ۷۵ درصد، ۷/۳۷ درصد از درآمد تضمینی را به عنوان حق بیمه می‌پردازند، در حالی که تولیدکنندگان خیلی پرخطر، ۱۱/۷۶ درصد از درآمد تضمینی را به عنوان حق بیمه پرداخت می‌کنند. به سخن دیگر، تولیدکننده‌ی خیلی پرخطر برای دستیابی به این سطح پوشش درآمد می‌بایستی به تقریب ۶۰ درصد بیش از تولیدکننده‌ی کم‌خطر حق بیمه بپردازد. بنابراین، دیده می‌شود با افزایش ریسک، میزان حق بیمه نیز افزایش یافته است، یعنی می‌بایستی پرورش‌دهنده‌ی مرغ گوشتی با تلفات کم‌تر نسبت به پرورش‌دهنده‌ی مرغ گوشتی با تلفات بیش‌تر، حق بیمه‌ی کم‌تری بپردازد.

جدول (۵). نرخ حق بیمه‌ی منصفانه و واقعی و میزان حق بیمه‌ی منصفانه و واقعی به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در سطوح پوشش مختلف در سناریوهای اول و دوم (واحد: ریال)

| سطح پوشش بیمه (درصد) | | | | | | مورد | سناریو |
|----------------------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------------------|-----------------|
| 85 | 80 | 75 | 70 | 65 | 60 | | |
| 0/1183 | 0/1089 | 0/0977 | 0/0927 | 0/0886 | 0/0839 | نرخ حق بیمه‌ی منصفانه | سناریوی اول |
| 0/1314 | 0/1210 | 0/1086 | 0/1030 | 0/0984 | 0/0932 | نرخ حق بیمه‌ی واقعی | |
| 2188 | 1895 | 1595 | 1413 | 1253 | 1095 | حق بیمه‌ی منصفانه | |
| 2431 | 2106 | 1773 | 1570 | 1392 | 1217 | حق بیمه واقعی | |
| سناریوی دوم: | | | | | | | |
| 0/0842 | 0/0785 | 0/0737 | 0/0708 | 0/0675 | 0/0643 | نرخ حق بیمه | گروه کم‌خطر |
| 0/0936 | 0/0872 | 0/0819 | 0/0786 | 0/0750 | 0/0715 | نرخ حق بیمه‌ی واقعی | |
| 1531 | 1343 | 1183 | 1059 | 938 | 825 | حق بیمه‌ی منصفانه | |
| 1701 | 1492 | 1314 | 1177 | 1043 | 917 | حق بیمه واقعی | |
| 0/1098 | 0/1026 | 0/0893 | 0/0846 | 0/0802 | 0/0804 | نرخ حق بیمه | گروه متوسط |
| 0/1220 | 0/1140 | 0/0992 | 0/0940 | 0/0891 | 0/0893 | نرخ حق بیمه‌ی واقعی | |
| 1996 | 1756 | 1432 | 1267 | 1114 | 1032 | حق بیمه‌ی منصفانه | |
| 2218 | 1951 | 1591 | 1408 | 1238 | 1147 | حق بیمه واقعی | |
| 0/1281 | 0/1175 | 0/1073 | 0/0983 | 0/0950 | 0/0923 | نرخ حق بیمه | گروه پرخطر |
| 0/1424 | 0/1305 | 0/1192 | 0/1092 | 0/1056 | 0/1025 | نرخ حق بیمه‌ی واقعی | |
| 2329 | 2010 | 1721 | 1471 | 1321 | 1184 | حق بیمه‌ی منصفانه | |
| 2588 | 2233 | 1912 | 1635 | 1467 | 1316 | حق بیمه واقعی | |
| 0/1427 | 0/1276 | 0/1176 | 0/1109 | 0/1047 | 0/1012 | نرخ حق بیمه‌ی منصفانه | گروه خیلی پرخطر |
| 0/1586 | 0/1418 | 0/1307 | 0/1232 | 0/1164 | 0/1125 | نرخ حق بیمه‌ی واقعی | |
| 2594 | 2184 | 1886 | 1661 | 1456 | 1299 | حق بیمه‌ی منصفانه | |
| 2882 | 2426 | 2096 | 1845 | 1618 | 1444 | حق بیمه واقعی | |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با حاصل ضرب نرخ حق بیمه های منصفانه ی به دست آمده در سطح درآمد تضمینی متناظر با آن، حق بیمه های منصفانه در سطوح پوشش متفاوت به دست آمد که نتایج آن ها در جدول (۶) گزارش شده است. البته حق بیمه های واقعی نیز بر همین اساس محاسبه شد که نتایج آن ها در جدول (۶) آمده است. مطابق این جدول، حق بیمه ی منصفانه در سناریوی اول به ازای هر قطعه جوجه ی یک روزه ی گوشتی برای نمونه در سطح پوشش ۶۵ درصد برابر با ۱۲۳۵ ریال، در سطح پوشش ۷۵ درصد برابر با ۱۵۹۵ ریال و سطح پوشش ۸۵ درصد برابر با ۲۱۸۸۰ ریال برآورد شد. هم چنین حق بیمه ی منصفانه در سناریوی دوم به ازای هر قطعه جوجه ی یک روزه برای نمونه در سطوح پوشش ۶۵ و ۷۵ درصد برای گروه کم خطر به ترتیب ۹۳۸ و ۱۱۸۳ ریال، گروه با ریسک متوسط به ترتیب ۱۱۱۴ و ۱۴۳۲ ریال، گروه پرخطر به ترتیب ۱۳۲۱ و ۱۷۲۱ ریال و گروه خیلی پرخطر به ترتیب ۱۴۵۶ و ۱۸۸۶ ریال به دست آمد.

با مقایسه ی نرخ حق بیمه های به دست آمده برای هر دو سناریو (جدول ۵)، دیده می شود که برای نمونه در سطح پوشش ۷۵ درصد، نرخ حق بیمه ی منصفانه در سناریوی دوم نسبت به سناریوی اول برای تولیدکنندگان کم خطر و با خطر متوسط به ترتیب ۲۴/۶ و ۸/۶ درصد کم تر بوده و برای تولیدکنندگان پرخطر و خیلی پرخطر به ترتیب ۹/۸ و ۲۰/۴ درصد بیش تر است. بر این اساس، می توان نتیجه گرفت که در سناریوی اول، تولیدکنندگان کم خطر و با خطر متوسط نسبت به ریسک تلفات خود حق بیمه ی بیش تری را می پردازند و برخلاف آن تولیدکنندگان پرخطر و خیلی پرخطر نسبت به ریسک تلفات خود حق بیمه ی کم تری پرداخت می کنند. در حقیقت چنین وضعیتی منجر به بروز مساله ی "انتخاب ناسازگار" می شود که همواره یکی از مشکلات سنتی برنامه های بیمه است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج برآورد حق بیمه‌ی واقعی برای گزینه‌ی بیمه‌ی درآمد در سناریوی اول، یعنی مطابق برنامه‌ی فعلی بیمه‌ی طیور، نشان داد که میزان حق بیمه‌ی واقعی به ازای هر قطعه جوجه‌ی گوشتی برای نمونه در سطح پوشش ۶۰ درصد، ۱۲۱۷ ریال است. به گفته‌ی دیگر، تولیدکننده با پرداخت ۱۲۱۷ ریال به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه، می‌تواند ریسک تلفات جوجه‌های گوشتی و ریسک افت قیمت گوشت مرغ زنده را زیر پوشش بیمه قرار دهد. این در حالی است که در برنامه‌ی فعلی بیمه‌ی همگانی طیور گوشتی (بیمه‌ی تولید) میزان حق بیمه به ازای هر قطعه جوجه‌ی یک‌روزه‌ی گوشتی در سال زراعی ۸۶ ۱۳۸۵، در سطح پوشش ۶۰ درصد برابر ۸۴۰ ریال است. این مبلغ به ازای زیر پوشش قراردادن زیان‌های ناشی از تلفات جوجه‌های گوشتی تعیین شده است. با مقایسه‌ی حق بیمه‌ی برنامه‌های یادشده، دیده می‌شود که در گزینه‌ی بیمه‌ی درآمد، تولیدکننده می‌تواند با پرداخت ۳۷۷ ریال بیش‌تر نسبت به حق بیمه‌ی فعلی مرغ گوشتی، افزون بر ریسک تولید، ریسک افت قیمت گوشت مرغ تولیدی خود را زیر حمایت بیمه قرار دهد. به سخن دیگر می‌توان با پرداخت یک مبلغ کم به ازای هر جوجه، یکی از نگرانی‌های عمده‌ی تولیدکنندگان را برطرف کرد. بر همین اساس می‌توان نتیجه گرفت که گزینه‌ی بیمه‌ی درآمد دارای حق بیمه‌های منطقی است و می‌تواند از مقبولیت لازم نزد تولیدکنندگان مرغ گوشتی برخوردار باشد.

افزون بر سناریوی اول، نرخ حق بیمه‌ها در سناریوی دوم، یعنی طبقه‌بندی مرغ‌داری‌های گوشتی استان به چهار گروه ریسکی متفاوت (کم خطر، متوسط، پرخطر و خیلی پرخطر)، تعیین شد. در این سناریو، برای هر گروه از تولیدکنندگان متناسب با میزان ریسک تلفات آن‌ها، نرخ حق بیمه تعیین شد. یعنی هر تولیدکننده متناسب با میزان ریسک تلفات خود حق بیمه می‌پردازد؛ به این معنی که تولیدکننده با ریسک بیش‌تر، حق بیمه‌ی بیش‌تر و تولیدکننده با ریسک کم‌تر، حق بیمه‌ی کم‌تری

را پرداخت می‌کند. این مساله، نخست می‌تواند نرخ مشارکت پرورش‌دهندگان مرغ گوشتی با ریسک تولید کم‌تر را در برنامه‌ی بیمه‌ی افزایش دهد و دوم تا حدود زیادی مشکل انتخاب ناسازگار موجود در سناریوی اول را برطرف کند. بنابراین، اجرای برنامه‌ی بیمه‌ی درآمد طیور گوشتی در قالب سناریوی دوم، یعنی طبقه‌بندی مرغ‌داری‌های گوشتی استان به گروه‌های ریسکی متفاوت، می‌تواند برای کاهش نرخ تلفات در مرغ‌داری‌ها که هم اکنون بسیار فراتر از استاندارد جهانی است نیز مفید و موثر باشد.

بیمه‌ی درآمد، میزان درآمد پرورش‌دهندگان مرغ گوشتی را تا یک سطح مشخص تضمین می‌کند. از آن جا که تولیدکننده در هر دوره‌ی پرورش می‌تواند براساس این برنامه به یک سطح درآمد مطمئن دست یابد، می‌تواند یک برنامه‌ی جوجه‌ریزی منظم و مرتب در واحد خود داشته باشد. بنابراین، نوسانات تولید گوشت مرغ در بازار نیز کاهش یافته و به تبع آن نوسانات قیمت گوشت مرغ نیز کاهش خواهد یافت. در نتیجه، هم تولیدکننده و هم مصرف‌کننده از ثبات قیمت‌ها و تولید گوشت مرغ در بازار سودمند خواهد بود. در این صورت، دیگر نیازی به اجرای سیاست تنظیم بازار مرغ (دست‌کم به شکلی کنونی) نخواهد بود و در هزینه‌های اجرای دولت صرفه‌جویی خواهد شد.

منابع

بستاکی، م. و صادقی ح. (۱۳۸۱). اندازه‌گیری آثار مداخله‌ی دولت در قیمت‌گذاری محصولات دامی: بررسی موردی گوشت مرغ. فصل‌نامه‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۰ (۳۷): ۸۲-۵۳.

شرکت پشتیبانی امور دام کشور. (۱۳۸۴). بانک اطلاعاتی قیمت برخی از فرآورده‌ها و نهاده‌های دام و طیور (۸۴ ۱۳۷۷). دفتر برنامه‌ریزی، بودجه و تشکیلات، وزارت جهاد کشاورزی.

صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی. (۱۳۸۵). خلاصه شرایط بیمه‌ی اجباری طیور (جوجه‌های یک‌روزه در مبادی تولید) در سال زراعی ۸۶ ۱۳۸۵. معاونت امور بیمه‌گری و بازاریابی.

قهرمانزاده، م. و سلامی، ح. (۱۳۸۷). الگوی پیش‌بینی قیمت گوشت مرغ در ایران: مطالعه‌ی موردی استان تهران. *مجله‌ی علوم کشاورزی ایران*، ۳۹: ۱-۱۷.

مرکز آمار ایران. (۱۳۸۵). سال‌نامه‌ی آماری کشور ۱۳۸۵. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، تهران.

مولائی، م. (۱۳۸۳). ارزیابی عوامل خسارت‌زا در صنعت طیور گوشتی کشور. پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران.

وزارت جهاد کشاورزی. (۱۳۸۵). گزارشات داخلی، دفتر طرح و توسعه، معاونت امور دام.

هاشمی، ا. (۱۳۸۳). تبیین عوامل خطر و تاثیر هر یک در مزارع پرورش مرغ گوشتی. مجموعه مقالات دومین همایش علمی بیمه‌ی کشاورزی، توسعه و امنیت سرمایه‌گذاری، صندوق بیمه‌ی محصولات کشاورزی، تهران، ۴۷-۲۶ دیماه.

Babcock, B. A. and Hennessy D. A. (1996). Input demand under yield and revenue insurance. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(2): 416-427.

Babcock, B. A. (2004). Implications of Extending crop insurance to livestock. Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University.

Babcock, B. A., Hart C. E. and Hayes D. J. (2004). Actuarial fairness of crop insurance rates with constant rate relativities. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(3): 563-575.

Bielza, M., Garrido A. and Sumpsi J. M. (2004). Revenue insurance as an income stabilization policy an application to the Spanish olive oil sector. *Cabiers D' economies et sociologies rural*. N70.

Gentle, J. E. (2003). Random Number Generation and Monte Carlo Methods. Statistics and computing series, second edition, Springer Science + Business Media, Inc., New York.

Coble, H. K., Heifner R. G. and Zuniga M. (2000). Implication of crop insurance and revenue insurance for producer hedging. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 25(2): 423-452.

Duncan, J. and Myers R. J. (2000). Crop Insurance under Catastrophic Risk. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(4): 842-855.

- Goodwin, B.K and Ker A.P. (1998). Nonparametric Estimation of Crop Yield Distributions: Implications for Rating Group-Risk Crop Insurance Contracts. *American Journal of Agricultural Economics*, 80(2): 139-153.
- Goodwin, B.K and Ker A.P. (2002). Modeling price and yield risk. Chapter 14, pp: 289-323. in: R. E. Just and R. D. Pope, eds., *A Comprehensive Assessment of the Role of Risk in U.S. Agriculture*. Kluwer Academic Publisher.
- Goodwin, B.K. and Mahul O. (2004). Risk modeling concepts relating to the design and rating of agricultural insurance contracts. Document of the World Bank, World Bank policy research working paper 3392.
- Gray, A. W., Richardson J. W. and McClasky J. (1995). Farm-level impacts of revenue assurance. *Review of Agricultural Economics*, 17: 171-183.
- Gray, A. W., Boehlje M. D., Gloy B. A., and Slinsky S. P. (2004). How U.S. farm programs and crop revenue insurance affect returns to farm land. *American Review of Agricultural Economics*, 2(2): 238-253.
- Hart, C. E., Babcock B. A., and Hayes D. J. (2001). Livestock Revenue Insurance. *Journal of Futures Markets*; 21(6): 553-81.
- Hauser, R. J., Sherri B. J. and Schnitky G. D. (2004). Relationships among government payments, crop insurance payments and crop revenue. *European Review Agricultural Economics*, 31(3): 353-368.
- Hennessy, D. A., Saak A. E. and Babcock B. A. (2003). Fair Value of Whole-Farm and Crop-Specific Revenue Insurance. Paper prepared at the American Agricultural Economics Association, Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30.
- Hennessy, D. A., Babcock B.A. and Hays D. (1997). Budgetary and Producer Welfare Effects of Revenue Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*, 79:1024-1034.
- Ker, P. K. and Coble K. (2003). Modeling conditional yield densities. *American Journal of Agricultural Economics*, 85(2): 291-304.
- Mahul, O. (2003). Hedging price risk in the presence of crop yield and revenue insurance. *European Review of Agricultural Economics*, 30(2): 217-239.
- Mahul, O. and Wright B. (2003). Designing Optimal Crop Revenue Insurance. *American Journal of Agricultural Economics*, 85:580-589
- Mishra, A. K. and Goodwin B. K. (2006). Revenue insurance purchase decisions of farmers. *Applied Economics*, 38(2): 149-159.
- Richardson, J. W. (2005). *Simulation for Applied Risk Management*. Department of Agricultural Economics, Texas A & M University Press.
- Richardson, J. W., Schumann K. D. and Feldman P. A. (2006). *Simulation and Econometrics To Analyze Risk (Simetar)*, User Manual. Simetar, Inc.
- Robinson, L. J. and Barry P. J. (1987). *The Competitive Firm's Response to Risk*. New York, Macmillan.

- Skees, J. R. (2000). Agricultural Insurance Programs: Challenges and Lessons Learned. Workshop on Income Risk Management. Section 4: From Risk-Polling to Safety Nets: Insurance System. OECD, Paris 15-16 May.
- Skees, J. R., Black J. R., and Barnett B. J. (1997). Designing and Rating an Area Yield Crop Insurance Contract. *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 430-38.
- Turvey, C. (1992a). Contingent Claim Pricing Models Implied by Agricultural Stabilization and Insurance Policies. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 40: 183-98.
- Turvey, C. (1992b). An Economic Analysis of Alternative Farm Revenue Insurance Policies. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 40: 403-26.
- Wang, H. H., Hanson S. D. and Black J. R. (2003). Efficiency Costs of Subsidy Rules for Crop Insurance. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28(1): 116-137.