

ی ی ی ی ی ی ی ی

کاربرد :

## زهرا طیبی و بهاءالدین نجفی

تاریخ پذیرش: 1390/6/18

تاریخ دریافت: 1389/1/30

### چکیده

این مقاله به تعیین میزان آسیب‌پذیر انوار روستایی در دو برنامه خودیار مالی در استان فارس می‌پردازد. 280 خانوار روستایی در دو برنامه کارگیری داده آسیب‌پذیری هر و کل گروه برآورد گردید. نتایج نشان داد که گروه خودیار مالی و صندوق اعتبار زنان در تقسیم و مدیریت خطرهای ناشی از خانوارها زیان‌های ناشی از خطرهای مصرف را در میان خانوارهای عضو گروه تقسیم می‌کنند. در گروه خودیار مالی و صندوق اعتبار زنان به ترتیب 48 و 45٪ از خانوارهای عضو، آسیب‌پذیر اند. های اعتباری خرد در جهت کاهش و تقسیم خطر ناشی از مصرف خانوارها امری لازم به نظر می‌آید.

JEL: C23, G21, G32, O18

های کلیدی: اعتبارات خرد، آسیب‌پذیری، تقسیم خطر، ریسک، داده

کوچک تهی ِ یی ی که  
 تاکِ ِ ِ تهی ِ ی  
 که تهی ِ ی گوناگونی ِ ی  
 جایی ِ ی ( یسک ) ی کمک ی ( ی 1384 )  
 های مصرفی، تولیدی و درمانی و ایجاد پس  
 های خانوار سهیم می کنند. مدیریت خطر و کاهش آسیب پذیری از  
 های ضروری از موارد به کارگیری اعتبارات خرد  
 های مصرفی موارد بسیار مناسبی برای کاهش آسیب پذیر . کاهش  
 خطر مشتریان به هنگام دریافت وام و یا پس انداز از جمله مزیت های به کارگرفتن اعتبارات  
 ( ی 1993 ) . آسیب پذیر به افرادی گفته می شود که از امکانات و  
 خدمات رفاهی، بیمه و خدمات بهداشتی و درمانی کم تر بهره می  
 ی . گر چه در بسیاری از موارد افراد آسیب پذیر، تهی دست نیز تلقی  
 می شوند ولی این افراد لزوماً تهی دست نیستند. در این مطالعه خانوارهای آسیب پذیر،  
 خانوارهایی دانسته می وند که به علت نبود یا کم  
 ( مصرفی (مانند مخارج دارویی و پزشکی) و یا خطرهای پیش بینی نشده یی  
 دارند که مصرف را تحت تأثیر قرار می . ی که  
 نظریه ِ ی ِ شرکت کننده  
 ی ی کند.  
 ی ی ی (2000) که ی

ویس (2005)	یکر (2003)	(2001) کشورها
ی (1384) در ایرا	که	کمک
تهی	کمک	کمکی
ی	ی	ی

با توجه به اهمیت اعتبارات خرد در ایجاد و تجهیز پس بین حفظ وضعیت های مالی، مار و انامه (2004) می گویند که پس انداز خانوار به دلیل حفظ وضعیت خانوار در مختلف مالی بسیار اهمیت دارد. اندازه ضمانتی برای ی بیش تر و بهتر اعتبارات کمک خواهد کرد. خانوارهای کم درآمد، خطرهای مصرف را افزایش می . جرویس و کلین (2004) در یک زمان معین به بررسی تقسیم خطر حاصل از مصرف و درآمد پرداختند و از تجزیه و تحلیل تقسیم خطر استفاده کردند. وارد بر تولید محصول، مصرف را تحت تاثیر قرار می دهد و باعث افزایش خطر مصرف می .

کیم و همکاران (2003) ضمن تخمین درجه تقسیم خطر مصرف و کانال های تقسیم خطر در کشورهای آسیای غرب، از تجزیه و تحلیل تقسیم خطر استفاده می کنند و درجه ی تقسیم خطر مصرف در این نواحی را بسیار پایین می . امین و همکاران (2003) 229 خانوار روستایی در 12 و مدل تقسیم خطر در برنامه بانک گرامین، ضریب آسیب پذیری هر خانوار را تعیین کردند و به بررسی روابط میان آسیب پذیری و فقر برای افراد عضو و غیرعضو پرداختند. آنان معتقد اند با وجود این که بانک گرامین در کاهش فقر و پرداختن اعتبارات به افراد تهی در کمک به افراد آسیب پذیر ناموفق بوده است.

یکی ی کاهش کاهش

بنابراین

یی

ی

می

ی

ی

ی

ی

ی

یی

ی

که ی

ی

ی

ی

ی

یک

ی مشکل

که

20

مشکلات

ی

کار ی

6

ی

ی

یی

بانک

ی

بانک

ی

بانکی ی

ی

همکار

ی

کشاورزی (IFAD)

بانک کشاورز تشکی

ی

ی

ی

ی

ی

ی

اندرکاران

که

ی

بانک

ی

و کتاب

ی

ی

مشارکتی

ی

ی

ی

یی

ی

ی

یی

ی

ی

تشکی

ی

ی

ی

ی

یی

ی

کشاورز

20

ی

ی

ی

تشکی

شکل

ی

ی

ی

کنند. ی

ی

ی



کامل  
 ی کند ( ۱۹۹۷ ) .

ی میان  
 ی (کامل) ی  
 ی کنی .  
 (CARA) ی  
 ی که ی  
 ی همکاران (۲۰۰۳):

$$u^h(c_t^h) = -\frac{1}{\gamma_t^h} n_t^h \left[ \exp\left(-\sigma \frac{c_t^h}{n_t^h}\right) \right] \quad (1)$$

که  $c_t^h$  :  
 $\sigma$  :  
 $\gamma_t^h$  :  
 $n_t^h$  :  
 (۱) ی کنی .

(۲) ی

$$\Delta \left( \frac{c_t^h}{n_t^h} \right) = -\frac{1}{\sigma} k_t - \frac{1}{\sigma} \Delta \ln \gamma_t^h \quad (2)$$

که در آن  $k_t$  ی

یک  
 $\gamma_t^h$  :  
 ی کنی  
 $\phi_t - \frac{1}{\sigma} k_t$  :  
 (۳)

$$\Delta \tilde{c}_t^h = \alpha^h \Delta y_t^h + \phi_t MD_t + \varepsilon_t^h \quad (3)$$

که  $\Delta \tilde{c}_t^h$  :  
 $\alpha^h$  :  
 $\phi_t$  :  
 $MD_t$  :  
 $\varepsilon_t^h$  :



(3) راکاهش ی

(4) یی که

$$\Delta \tilde{c}_t^h = \alpha^h \Delta y_t^h + \phi MD_t + \delta X_t^h + \varepsilon_t^h \quad (4)$$

$\gamma_t^h$  یی  $X_t^h$  یی

ممکن

(3) ی شکل ی

$$\Delta \tilde{c}_t^h = \alpha^h \Delta y_t^y + \phi MD_t + \phi_{Ft} F + \varepsilon_t^h \quad (5)$$

یک که یک F

(3) (4) (5)

یک ( ) ی ی ی ی

پزشکی (6) (3)

(5)

کارگی (3) ی ی ی ی ی ی ی ی

ی ی ی

(3) ی ی ی ی ی ی ی ی

کرد، ی ی ی ی

کم ی ی کل

ی ی ی ی ی ی ی ی



ممکن (ی 1997). (3)  $\hat{\alpha}$  که  $\hat{\alpha}^h$  کامل کل کامل  $\hat{\alpha}^h$

ی ی ی

این مطالعه خانوارهای آسیب‌پذیر، خانوارهایی هستند که به علت نبود یا کم مصرفی (مانند مخارج دارویی و پزشکی) و یا خطرهای پیش‌بینی نشده‌ی قرار دارند که مصرف را تحت تأثیر قرار می .

(3) انداز خانوار محدود باشد با افزایش درآمد، مصرف افزایش می‌ی . بنابراین ضرایب  $\hat{\alpha}$  مثبت است و ضرایب منفی قابل توجیه نیست.  $\hat{\alpha}^h$  کامل  $\hat{\alpha}^h$  که تغییرات مصرف خانوار افزایش می‌ی . بنابراین  $\hat{\alpha}^h$   $\hat{\alpha}^h$   $\hat{\alpha}^h$

مراحل تخمین ضرایب آسیب‌پذیر های تلفیقی

( 3 ) کرد.  $\hat{\alpha}^h$   $\hat{\alpha}^h$   $\hat{\alpha}^h$  6 280

. تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی، درجه آزادی را افزایش می

محدودیت‌های کم‌تری مواجه می . کارایی بیش‌تر برآوردها می . در مقابل این مزایا، جمع هزینه ترین مشکل این داده ( لتاجی، 2001).

ی ی ی ی ی ی

کل

ی

. . . . .

**تصریح مدل در الگوی داده**

که برآورد مدل‌های رگرسیون داده هایی که در رابطه با عرض از مبدأ، ضرایب شیب و جزء اخلاص ساخته می‌شود، بستگی دارد، تصریح مدل در این الگوها اهمیت زیادی دارد. کلی مدل تصادفی تقسیم می . التاجی (2001)، با معرفی مدل‌های جزء خطای یک سویه و دو سویه مدل رگرسیون داده‌های پانل را به صورت زیر معرفی کرده است:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (6)$$

زیرنویس i گر افراد یا خانوارها است. به عبارتی بعد مقطعی را نشان می .  
 $\alpha$  یک اسکالر است.  $\beta$   $k \times 1$   $X_{it}$  t حالی که  
 $k$  متغیر توضیحی است. برای بررسی اثرهای ثابت و تصادفی آ  $F$  it  
 . نتایج این آزمون در هر دو گروه ( ) طور که در قسمت نتایج بیان شده  
 ( نشان می‌دهد که مدل دارای اثرهای ثابت است. بنابراین در این مطالعه به علت وجود  
 اثرهای ثابت، مدل جزء خطای یک سویه و دو سویه با اثرهای ثابت تشریح شد.

**مدل جزء خطای یک سویه و دو سویه با اثرهای ثابت**

مدل جزء خطای یک سویه برای اجزا اخلاص در شکل برداری به صورت زیر است:

$$u = Z_{\mu}\mu + v \quad (7)$$

$$u' = (u_{11}, \dots, u_{1T}, u_{21}, \dots, u_{2T}, \dots, u_{N1}, \dots, u_{NT})$$

.  $Z_{\mu}$  ماتریس انتخاب کننده

یک‌ها یا صفر . به بیان ساده  $Z_{\mu}$  ماتریس متغیرهای موهومی است.  $\mu_i$

$$\mu' = (\mu_1, \dots, \mu_N) \text{ یک را انتخاب می کند.} \quad Z_\mu$$

$$v' = (v_{11}, \dots, v_{1T}, \dots, v_{N1}, \dots, v_{NT})$$

اند که باید برآورد گر  
 $(v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2))$  به صورت همانند و مستقل از هم توزیع شده  
 این مدل به صورت زیر است:

$$y = \alpha \mathbf{1}_{NT} + X\beta + Z_\mu \mu + v = Z\delta + Z_\mu \mu + v \quad (8)$$

ماتریس  $Z = [\mathbf{1}_{NT}, X]$   $NT \times (K+1)$  برداری از اعداد یک به  
 $Z_\mu$  ماتریس متغیرهای موهومی فردی با ابعاد  $NT \times N$   
 اداری توأم متغیرهای موهومی با استفاده از آزمون  $F$  ( ) انجام می گیرد.

$$H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$$

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS) / (N-1)^{H_0}}{URSS / (NT - N - K)} \sim F_{(N-1, N(T-1)-K)} \quad (9)$$

(6)  $RRSS$ ، مجموع مجذورهای باقیمانده‌های مقید که با تخمین  $OLS$

(8)  $URSS$ ، مجموع مجذورهای باقیمانده‌های نامقید که با تخمین  $LSDV$  می آید.  
 به دست می آید.

(10) در شکل برداری معروف به مدل جزء خطای دو سویه است.

$$u = Z_\mu \mu + Z_\lambda \lambda + v \quad (10)$$

$v$  پیش تر تعریف شده .  $Z_\lambda$  ماتریس متغیرهای موهومی زمانی و  
 $\lambda' = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)$  در مدل جزء خطای دو سویه، معناداری متغیرهای موهومی توسط  
 (11)، آزمون می  $F$

برای معنی داری توأم متغیرهای موهومی با است  $F$ ، فرضیه

$$H_0 = \mu_1 = \dots = \mu_{N-1} = 0 \quad \lambda_1 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$$

$$F_1 = \frac{(RRSS-URSS) / (N+T-2)^{H_0}}{URSS / ((N-1)(T-1)-K)} \sim F_{(N+T-2), ((N-1)(T-1)-K)} \quad (11)$$

(6) که در آن: RRSS، مجموع مجذورهای باقیمانده‌های مقید که با تخمین OLS به دست می‌آید. URSS، مجموع مجذورهای باقیمانده‌های نامقید که با تخمین LSDV (10) به دست می‌آید.

برای آزمون وجود اثرهای فردی با توجه به اثرهای زمانی معین، فرضیه

$$H_0 = \mu_1 = \dots = \mu_{N-1} = 0 \quad \lambda_t \neq 0, t = 1, \dots, T-1 \quad \text{در این}$$

$$F_2 \sim F_{(N-1), (N-1)(T-1)-K}^{H_0} \quad \text{دارای توزیع} \quad (11) \quad F$$

مجدورهای باقیمانده‌های نامقید که با تخمین LSDV (7) به دست می‌آید. RRSS مجموع مجذورهای باقیمانده‌های مقید از رگرسیون است که تنها در بردارنده‌ی متغیرهای موهومی زمانی است.

در نهایت وجود اثرهای زمانی با توجه به اثرهای فردی معین با فرضیه

$$H_0 = \lambda_1 = \dots = \lambda_{T-1} = 0 \quad \mu_i \neq 0, i = 1, \dots, N-1 \quad F$$

$$(11) \quad \text{که دارای توزیع} \quad F_3 \sim F_{(T-1), (N-1)(T-1)-K}^{H_0} \quad \text{آزمون می} \quad \cdot$$

(11) RRSS برابر مجموع مجذورهای باقیمانده‌های مقید از رگرسیون است که تنها

ی متغیرهای موهومی فردی است. URSS مجموع مجذورهای باقیمانده‌های نامقید

است که با تخمین LSDV (7) به دست می‌آید.

آمار و اطلاعات مورد نیاز برای رسیدن به اهداف مطالعه، به صورت تحقیق پیمایشی و تکمیل پرسش‌نامه در صندوق اعتبار خرد زنان روستایی و گروه خودیار مالی در استان آوری گردید. با مراجعه به سازمان مدیریت بانک کشاورزی و سازمان جهاد

کشاورزی استان فارس مشخص شد که در 8

روستایی و گروه خودیار مالی هم‌زمان اجرا می . از میان شهرستان

تان زرین دشت، کازرون و ارسنجان بر این مبنای که تعداد و پیش

بیش تر است، و هم مدت زمان زیادی از شکل گیری گروه‌ها می . 3

2 روستا در کازرون و 4 روستا در زرین دشت، جمعیت مورد مطالعه را

تشکیل دادند. جمعیت مورد مطالعه به دو گروه ( )

روستاهایی (5) است که صندوق اعتبارات خرد زنان در آن . گروه دوم نیز

روستاهایی (5) است که گروه خودیار مالی در آن

مناسب کل ن ی زیر استفاده شد:

$$n = \frac{\sum_{i=1}^2 \frac{N_i^2 \sigma_i^2}{W_i}}{N^2 D + \sum_{i=1}^2 N_i \sigma_i^2} \quad (12)$$

که در آن  $n = N_i$  کل گروه ( )  $i$  که  $i=1,2$

$N = N_1 + N_2$  جمعیت مورد مطالعه برابر با

$W_i$

$D =$  مشخص کننده سطح اطمینان است که در سطوح اطمینان بالا برابر با 0/15 .

$\sigma_i =$  خطای معیار میانگین نمونه تصادفی است. (در این مطالعه خطای

معیار میزان اعتبارات به افراد روستایی در روستاهای مورد نظر است.)

329 خانوار روستایی در این روستاها به صورت تصادفی در هر دو

صندوق اعتبارات خرد زنان و گروه خودیار مالی انتخاب شدند. در نهایت 280

6 نامه به صورت کامل تکمیل شده و داده



(1) می گوید که واریانس مصرف از واریانس درآمد در هر دو گروه کم

می بیند. این بدین معنی است که خانوارها، زیان ناشی از خطرهای مصرف را میان اعضای گروه اعتبارات خرد تقسیم می کنند. تقسیم کردن خطر، موارد مشکوک و تجربه نشده و یا زیان می . حال با توجه به نتیجه (1) می (3)

تعیین ضرایب آسیب پذیر کل گروه استفاده نمود. اگر تقسیم خطر میان خانوار بهینه باشد و تمامی خطرهای زیان روه به طور کامل تقسیم شود، ضریب آسیب پذیر تخمینی برابر (یا تقریباً صفر) خواهد بود ولی در غیر این صورت برای هر خانوار یک ضریب آسیب پذیر

#### ضرایب آسیب پذیر

(3) (4) (5)

280 خانوار روستایی در 6 ماه تخمین زده شد.

#### ضرایب آسیب پذیر

به دلیل این که طول زمان مورد بررسی در این مطالعه از یک سال کم تر است، انتظار می که همه متغیر مورد بررسی ایس . های پانل ابتدا باید روش تخمین را مشخص کرد. برای این منظور ابتدا آزمون F ( ) سپس آزمون معنی داری اثرهای ثابت فردی و زمانی بررسی و معنی فردی و زمانی با استفاده از آزمون چاو انجام پذیرفت. (1) مقایسه F محاسباتی 8/06 با مقادیر بحرانی در سطوح معنی 1 5 % نشان داد که می صفر مبنی بر نبود معنی داری اثرهای ثابت فردی و زمانی را رد کرد.

مدل با توجه به اثرهای زمانی معین مورد آزمون قرار گرفت. با توجه به نتیجه آزمون چاو و مقایسه (1/21) با کمیت‌های بحرانی می‌توان گفت که برای تخمین ضرایب آسیب‌پذیر در صندوق زنان، مدل جزء خطای دو سویه با اثرهای زمانی معین تقریباً مناسب است. (2) با مقایسه F محاسباتی (8/010) مقادیر بحرانی نشان داد که مدل دارای اثرهای ثابت است. بین با توجه به نتیجه و مقایسه (0/47) با کمیت بحرانی می‌توان گفت برای تخمین ضرایب در این رابطه نیز مدل جزء خطای دو سویه با اثرهای زمانی معین تقریباً مناسب است. (3) با مقایسه F محاسباتی (8/82) بین نتیجه (1/11) مقادیر بحرانی در مرحله بعد می‌توان گفت که در این رابطه نیز مدل جزء خطای دو سویه با اثرهای زمانی معین تقریباً مناسب است.

قبل از تخمین مدل در این گروه آزمون واریا سانی انجام شد. مقایسه LM محاسباتی 216/8 با مقادیر بحرانی در سطوح معنی 1 5% نشان داد که فرضیه مبنی بر هم‌سانی واریانس‌ها را رد کرد و مدل دچار واریانس ناهم‌سانی است. (2) نیز مقایسه LM محاسباتی (231/4) با مقادیر بحرانی نشان داد که مدل دارای واریانس سانی است. بنابراین روابط با روش GLS تخمین زده شد. نتایج حاصل از تخمین ضرایب آسیب‌پذیر (2) دیده می‌



(2). نتایج تخمین روابط آسیب پذیر

ضرایب			نام متغیر
(3)	(2)	(1)	
122496/6	122267/8	122301/9	
0/342*	0/341*	0/340*	
-	0/015	-	مخارج پزشکی
-1/34	-	-	
Fixed Effects(Period) -2814/4 1-c 4387/35 2-c -782/13 3-c 4243/3 4-c -3797/5 5-c -1242/4 6-c	Fixed Effects(Period) -2735/37 1-c 4277/99 2-c -1078/38 3-c 4169/33 4-c -3555/0 5-c -1078/75 6-c	Fixed Effects (Period) -2637/6 1-c 4275/56 2-c -1086/52 3-c 4128/42 4-c -3615/69 5-c -1063/83 6-c	
28/89(0/000)	28/63(0/000)	33/43(0/000)F	
0/63	0/59	0/61R <sup>2</sup>	

: یافته‌های تحقیق

\*معنی 5%

نتایج تخمین در جدول (2) گویای آن است که در هر سه مدل به ترتیب حدود 61 59 63% تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می شود. با توجه به معنی دار و مثبت بودن ضرایب آسیب پذیر (ضریب متغیر درآمد) در هر سه رابطه می توان نتیجه گرفت که در صندوق زنان، تقسیم خطر بهینه نیست و گروه آسیب پذیر است. اگر تقسیم خطر میان اعضای صندوق کامل بود و تمامی خطرها و زیانها به طور کامل تقسیم می شد، ضریب آسیب پذیر برای کل گروه صفر می باشد. بنابراین درصندوق اعتبارات خرد زنان برای هر خانوار یک ضریب آسیب پذیر

این ضرایب تخمین زده شد. در میان 45% خانوارها ضریب مثبت و معنی .

با در نظر گرفتن ضرایب تخمینی مثبت و معنی دار آسیب پذیری کل (1) در میان عضو در صندوق اعتبارات خرد زنان می توان گفت که 45% نسبت به کل ضربه ها و خطرهای پیش بینی یی که مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می دهد، آسیب پذیر هستند. تخمین ضرایب آسیب پذیری با در نظر گرفتن ضربه دارویی و پزشکی (2) می گوید که 28% پزشکی و دارویی آسیب پذیر اند. در نهایت با توجه به ضرایب تخمینی آسیب پذیر ناشی از ازدست (3) می توان گفت که 31%

آسیب پذیر اند.

#### ضرایب آسیب پذیر برای گروه خودیار مالی

F اتی برای تعیین مدل بهینه در روابط (1) (2) (3) به ترتیب (8/96) (8/90) (8/51) . با مقایسه محاسباتی F با مقادیر بحرانی می توان نتیجه گرفت که همه (1) (2) (3) به ترتیب برابر (1/12) (1/03) (1/01) است که با مقایسه این مقادیر با کمیت بحرانی<sup>2</sup> می توان نتیجه گرفت که در همه روابط نیز مدل جزء خطای دو سویه با اثرهای زمانی معین تقریباً مناسب است. بین مقایسه LM اسباتی در روابط (1) (2) به ترتیب برابر (209/5)

- مقادیر بحرانی در سطح 1 %5 به ترتیب برابر است با 1/32 1/24

-2 مقادیر بحرانی در سطح 1 %5 به ترتیب برابر است با 1/51 1/38

تعیین میزان آسیب پذیری و شیوه مدیریت ... 43

(214/1) . مقایسه مقادیر محاسباتی با مقادیر بحرانی<sup>1</sup> نشان داد که مدل دچار واریانس سانی است. بنابراین از روش GLS برای تخمین استفاده شد. نتایج حاصل از تخمین ضرایب آسیب‌پذیر برای گروه خودیار مالی در (3) دیده می .  
(3). نتایج تخمین روابط آسیب‌پذیر در گروه خودیار مالی

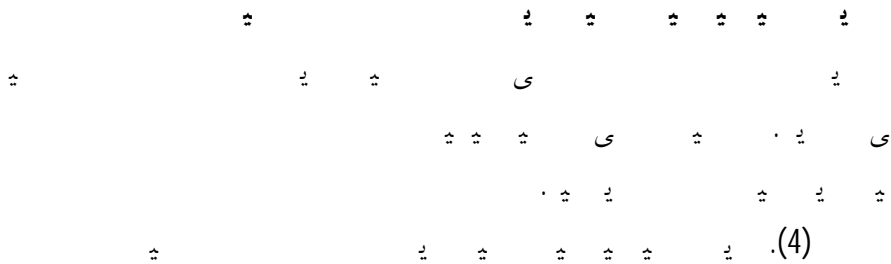
ضرایب			نام متغیر
(3)	(2)	(1)	
14760/ 1*	147763*	185866/1*	
0/428*	0/430*	0/257*	
-	-0/037	-	مخارج پزشکی
0/860	-	-	
Fixed Effects(Period) 3142/67 1-c	Fixed Effects(Period) -3057/63 1-c	Fixed Effects(Period) -8563/6 1-c	
2852/80 2-c	3037/14 2-c	1768/9 2-c	
-6433/57 3-c	-6622/64 3-c	-1264/1 3-c	
-230/30 4-c	-153/24 4-c	3568/8 4-c	
7065/18 5-c	7028/30 5-c	6114/8 5-c	
-6397/5 6-c	-6347/20 6-c	-2565/5 6-c	
25/27(0/000)	26/26(0/000)	25/74(0/000)	F
0/76	0/76	0/75	R <sup>2</sup>

: یافته‌های تحقیق

\* معنی %5

1- مقادیر بحرانی در سطح 1 %5 به ترتیب برابر است با 178/8 164/34

طور که (3) دیده می‌شود، ضرایب آسیب‌پذیر (ضریب متغیر درآمد) (1) (2) (3) به ترتیب برابر 0/257 0/430 0/428 است که هر سه ضریب معنی . بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در گروه خودیار مالی، زیان ناشی از مصرف خانوار به طور کامل میان گروه تقسیم نمی‌شود و تقسیم خطر کامل نیست و گروه آسیب‌پذیر است. بین با در نظر گرفتن ضرایب مثبت و معنی دار میزان آسیب‌پذیر کل در میان خانوار عضو در گروه خودیار مالی می %48 نسبت به کل ضربه پیش‌بینی نشده‌ی که مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می‌دهد، آسیب‌پذیر اند. %29 پزشکی و دارویی آسیب‌پذیر اند. در نهایت می‌توان گفت که %32 دادن مرد سرپرست خانوار آسیب‌پذیر اند.



متغیر	t	میانگین
میزان آسیب‌پذیر		1/92
میزان آسیب‌پذیر غیر عضو	3/663*	2/24
میزان آسیب‌پذیر (مخارج پزشکی)		2/31
میزان آسیب‌پذیر (مخارج پزشکی) غیر عضو	0/321	2/39
میزان آسیب‌پذیر ( )		1/61
میزان آسیب‌پذیر ( ) غیر عضو	1/900	1/52
میزان آسیب‌پذیر (دقیق)		1/67
میزان آسیب‌پذیر (دقیق) خانوار غیر عضو	1/941*	1/83

یافته‌های تحقیق \* %5



						(5)			
						پزشکی			
								5%	
						(1/09)			(1/22)
						که			

در این مطالعه خانوارهای آسیب پذیر، خانوارهایی هستند که به علت نبود یا کم صرفی (مانند مخارج دارویی و پزشکی) و یا خطرهای پیش بینی نشده‌ی قرار دارند که مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون تقسیم خطر بیان داشت که واریانس مصرف از واریانس درآمد در هر دو گروه کم است. این فرضیه که تغییرات مصرف خانوار متأثر از تغییرات درآمد نیست، به نظر می‌رسد خانوارها زیان ناشی از خطر مصرف را در میان دیگر خانوارهای عضو گروه تقسیم می‌کنند. بنابراین می‌توان گفت که دو برنامه اعتباری خرد در تقسیم و مدیریت ناشی از مصرف موفق بوده است. با توجه به معنی ر و مثبت بودن ضرایب آسیب پذیر (ضریب متغیر درآمد) در هر سه رابطه در هر دو گروه اعتباری خرد مورد بررسی می‌توان نتیجه گرفت که در صندوق زنان و گروه خودیار مالی تقسیم خطر بهینه نیست و آنها آسیب پذیر اند. اگر تقسیم خطر میان اعضای گروه‌ها کامل بود و تمامی زیان‌ها به طور کامل تقسیم می‌شد، ضریب آسیب پذیر برای کل گروه برابر صفر می‌شد. بنابراین در صندوق اعتبارات خرد زنان و گروه خودیار مالی برای هر خانوار یک ضریب آسیب پذیری وجود دارد و این ضرایب تخمین زده شد. با در نظر گرفتن ضرایب تخمینی



ی . (1384). بانک کشاورزی کاهش تأکید

ی . یی . یی . مرکز یی .

بانک کشاورزی .

ی . (1384). کشاورزی ی ی .

ی . یی . مرکز یی . بانک کشاورزی .

Amin, S., Raiand, A.S and Ropa, G. (2003). Dose Micro Credit Reach the Poor And Vulnerable? Evidence from Northern Bangladesh. *Journal of Development Economics*, 70(5): 59-82.

Baltaji, B.H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiley. Chichester.

Daeton, A. (1997). *The Analysis of Household Surveys: A Micro econometric Approach to Development Policy*. Baltimore, Maryland: The Johns Hopkins University.

Fafchamps, M. (1998). Risk Sharing and Quasi-Credit. *Journal of International Trade and Economic Development*, 8(3): 257-278.

Gervais, M. and Kelin, P. (2004). Risk Sharing. *Journal of Economic Literature*, 21(2): 201-223.

Khandker, S. (2003). *Microfinance and Poverty: evidence using panel data from Bangladesh*. World Bank policy Research Paper. World Bank, Washington.

Kim, S., Kim, S.M. and Wong, Y. (2003). Financial Integration and Consumption Risk Sharing in East Asia. KIEP conference Financial Cooperation in North East Asia. Seoul.

Kimball, M. S. (1988). Farmers Cooperatives and behavior Toward Risk. *American Economics Review*, 78(1):224-232.

Marr, A. and Onumah, G.E. (2004). Documenting and assessing the impact of the family saving product. Report for CARE: Bangladesh.

Montgomery, H. and Weiss, J. (2005). *Great Expectations: Microfinance and Poverty Reduction in Asia and Latin America*. ADB Institute. Research Paper Series 63. Available at: <http://www.adbi.org>.



Ogden, C. (2006). Integrated Service Improvement Program (ISIP): Risk Sharing Methodology. Integrated Service Improvement Program (ISIP). Initial Discussion Draft.

Park, A. and Ren, C. (2001). Microfinance with Chinese characteristics. *Journal of World Development*, 29(1):39-62.

Platteau, J. (1991). Traditional Systems of Social Security and Hunger Insurance: Past Achievement and Modern Challenges. *Social Security in Developing Countries*. Oxford University.

Rosenzweig, M. R. and Wolpin, V. (1993). Credit Market Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-Income Countries: Investments in Bullock in India. *Journal of Political Economic*, 101(2):223-244.

Townsend, R.M. (1995). financial systems in Northern Thai villages. *Quarterly Journal of Economics*, 110(4):1011-1046.

Townsend, R.M. (1994). Risk and Insurance in village India. *Journal of Econometrics*, 62(3): 539-591.

Zaman, H. (2000). Assessing the Poverty and Vulnerability Impact of Micro Credit in Bangladesh: A case study of BRAC. Office of Chief Economist and Senior Vice-President, World Bank policy Research Paper