# بررسی رابطه نرخ بهره بانکی با تقاضای اعتبارات کشاورزی
# (مطالعه موردی استان فارس)

خبات قادری[1]، بهاءالدین نجفی[2]

**چکیده :**

سیاستهای مربوط برای توسعه بخش کشاورزی، مسئله سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش و راههای تأمین سرمایه آن می‌باشد. در بخش کشاورزی به خاطر تنگناهای ساختاری و کمبود امکانات مالی اکثر بهره‌برداران، مسائل مربوط به سرمایه و سرمایه‌گذاری به عنوان یک عامل بازدارنده در رشد آن محسوب می‌گردد.

در دو دهه بعد از جنگ جهانی دوم، نیاز به تأمین اعتبارات کشاورزی در کشورهائی که مشتاق توسعه بودند، بسیار موجه و قابل درک جلوه می نمود. سیاست‌گزاران برنامه‌های توسعه همگی بر این نکته توافق داشتند که اکثریت کشاورزان نیازمند دریافت وامهای ارزان قیمت هستند تا بتوانند درآمد خود را رونق بخشند

در این تحقیق تابع کل تقاضای اعتبار با استفاده از تابع سود واحد محصول- قیمت برآورد شد، سپس با تخمین تابع پس‌انداز زارعین و کم کردن آن از تابع تقاضای کل، تابع اعتبار مورد نیاز زارعین برآورد گردید. در این مطالعه با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای تعداد 276 بهره‌بردار نمونه از شهرستانهای استهبان، سپیدان و جهرم انتخاب و با تکمیل پرسشنامه، اطلاعات مورد نیاز جمع آوری گردید.

نتایج مطالعه نشان می دهد که تابع تقاضای حاصل شده از تابع سود واحد محصول-قیمت نسبت به هزینه‌های متغیر نزولی و محدب و نسبت به مقدار نهاده‌های ثابت صعودی است. به عبارت دیگر مشتق دوم تابع تقاضای بدست آمده برای اعتبار نسبت به هزینه‌های متغیر تعدیل شده، مثبت و نسبت به سایر متغیرها باستثنای قیمت محصول منفی می باشد.

یافته‌های این مطالعه نشان می دهد که تقاضای اعتبار نسبت به نرخ کارمزد دارای کشش پذیری پایین است در حالیکه نسبت به قیمت محصول و نهاده دارای کشش پذیری بالاتری بوده است. بنابراین هرچه نرخ کارمزد پایین‌تر باشد، تقاضا برای اعتبار بیشتر خواهد بود. از طرف دیگر نشان می دهد که با افزایش نرخ کارمزد، کشش تقاضا برای اعتبار نسبت به قیمت واحد نهاده متغیر کاهشی و جهت حساسیت تقاضا برای اعتبار نسبت به قیمت محصول عکس قیمت نهاده متغیر می باشد. از طرف دیگر با توجه به اینکه میزان اعتباری که کشاورزان خرده‌پا دریافت می دارند کمتر و کشاورزان بزرگ برخورداریشان از اعتبارات ارزان قیمت بیشتر بوده، چنانچه میزان عرضه اعتبارات را با افزایش در نرخ کارمزد افزایش دهیم، باز هم به نفع کشاورزان خرده‌پای وام گیرنده خواهد بود. چرا که نرخ کارمزد پایین نمی تواند کمک چندانی برای کشاورزان خرده‌پا باشد.

## مقدمه

اعتقاد كلي آن است كه بخش كشاورزي نقش موثري در دگرگوني ساختاري براي حركت سريعتر به سوي توسعه در كشورهاي در حال توسعه ايفاء مي نمايد. بخش كشاورزي در جريان توسعه محدود كننده نبوده و پيشرفت آن براي تامين غذايي كشور، توليد مواد خام براي بخش صنعت، تحصيل ارز خارجي از طريق صادرات، صرفه‌جويي ارزي از طريق كاهش واردات و همچنين بازار مصرف براي ساير بخشهاي اقتصادي بسيار ضروري است (يعقوبي 1381). يكي از سياستهاي مربوط براي توسعه بخش كشاورزي، مسئله سرمايه و افزايش سرمايه‌گذاري در اين بخش و راههاي تأمين سرمايه آن مي‌باشد. در بخش كشاورزي به خاطر تنگناهاي ساختاري و كمبود امكانات مالي اكثر بهره‌برداران، مسائل مربوط به سرمايه و

1- كارشناس ارشد اقتصاد كشاورزي
2- استاد اقتصاد كشاورزي دانشگاه شيراز
Email: khabatghaderi@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

سرمايه‌گذاري به عنوان يك عامل بازدارنده در رشد آن محسوب مي‌گردد (سليماني پور 1374). وجود منابع و نهاده‌هاي مورد نياز پيش فرض اساسي براي پاسخگوئي به فرصت‌هاي توليدي مي‌باشد و نبودن سرمايه كافي باعث از دست رفتن فرصتهاي مناسب توليدي در اثر كمبود نهاده‌هاي مورد نياز آن مي‌گردد.

در كشور ما نيز يكي از عواملي كه به عنوان بازدارنده در مسير پذيرش و كاربرد تكنولوژي نوين توسط كشاورزان كوچك پيش‌بيني و مورد تأكيد بيشتر سياستگذاران مي‌باشد، سرمايه و اعتبارات است(كرمي 1379). بنابراين كمكهاي مالي و اعطاي تسهيلات بانكي مي‌تواند راه گشاي بسياري از مشكلات كشاورزان بوده و در صورت حل نياز سرمايه‌اي كشاورزان مي‌توان انتظار داشت كه آنها عكس‌العمل مناسب براي حركت به سمت كشاورزي پيشرفته و تجاري را از خود نشان‌داده و توان واقعي بخش كشاورزي در اقتصاد كشور را به طور كامل اجرا نمايند. در بخش كشاورزي ايران تخصيص اعتبارات از اهميت ويژه‌اي برخورداراست. اعتبارات كشاورزي از يك سو به علت فقدان درآمد كافي كشاورزان براي سرمايه‌گذاري و از طرف ديگر به علت ضرورت افزايش سرمايه‌گذاري در اين بخش داراي اهميت فراوان مي‌باشد.اعتبارات كشاورزي چه به صورت كوتاه مدت يا بلند مدت نقش اساسي در افزايش بهره‌وري توليد دارند. اعتبارات كوتاه مدت در تأمين نيازهاي جاري كشاورزان و اعتبارات متوسط و بلند مدت در جهت ايجاد سرمايه‌گذاري زيربنائي براي توليدكنندگان در بخش كشاورزي داراي اهميت بوده و باعث افزايش كارائي آنها مي‌گردد.

**مروری بر مطالعات صورت گرفته:**

در زمینه برآورد تابع تقاضای اعتبارات مطالعات بسیاری صورت گرفته که می توان به چند مورد از آنها اشاره کرد. باترهام و مجید (1987)، گفتند که تقاضای کل اعتبارات نسبت به نرخ بهره بی کشش است. کومار و همکاران (1988)، نیز عنوان کردند که تقاضا برای اعتبار بوسیله کشاورزان حاشیه ای نسبت به نرخ بهره کشش ناپذر ولی نسبت به قیمت محصول و نهاده دارای کشش پذیری بیشتری است. میر (1990)، نیز نشان داد که نرخهای پایین بهره منجر به مازاد تقاضا برای اعتبار می شود و در نتیجه یک سهمیه بندی غیر قیمتی از سوی موسسات اعتباری در توزیع اعتبارات ایجاد می شود. کوچار (1997)، نیز به این نتیجه رسید که میزان زمین و درآمد کشاورزان با تقاضای اعتبارات رسمی ارتباط مستقیم دارد.

**روش و تئوري تحقيق:**

در اين تحقيق براي تخمين تابع تقاضا براي اعتبارات از مدل ارائه شده توسط (كومار و همكاران 1988) و همچنين تابع سود واحد محصول – قيمت UOP[1] 1 تابع تقاضاي عوامل توليد (لائو و يوتوپولوس 1972) استفاده مي شود. بدين منظور تابع توليد كاب – داگلاس با بازده نزولي نسبت به نهاده متغير مورد استفاده قرار مي گيرد:

1. Unit-output-price

Archive of SID
www.SID.ir

$$Y = AX^{\alpha} L^{\beta_1} N_f^{\beta_2} N_m^{\beta_3} \quad (1)$$

Y= ارزش محصولات توليد شده بر حسب ريال

X= كل نهاده‌هاي متغير هر كشاورز بر حسب ريال (شامل همه نهاده‌هاي كشاورزي به جز نيروي كار خانوادگي و ساعات كار ماشين‌آلات)

L= سطح زير كشت هر واحد كشاورزي بر حسب هكتار

Nf= نيروي كار خانوادگي در هر واحد كشاورزي بر حسب روز-نفر

Nm= استفاده از ماشين آلات بر حسب ساعت

$\beta_3, \beta_2, \beta_1, \alpha < 1$ ضرائب كشش توليد به ترتيب نسبت به X ، L ، Nf و Nm مي باشند.

سپس با استفاده از تابع توليد فوق تابع سود را تشكيل می دهيم.

$$\pi = PY - CX \quad (2)$$

C = هزينه هر واحد نهاده متغير (شامل همه نهاده‌هاي متغير به جز نيروي كار خانوادگي و ساعات كار ماشين آلات).

تابع سود هر واحد محصول-قيمت بصورت زير است:

$$\pi' = \frac{\pi}{p} = AX^{\alpha} L^{\beta_1} N_f^{\beta_2} N_m^{\beta_3} - qx \quad (3)$$

$\pi' = \frac{\pi}{p}$ : سود هر واحد محصول – قيمت:

$q = \frac{c}{p}$ : هزينه نهاده متغير تعديل شده:

$\pi$ : سود متغير:

P : قيمت هر واحد محصول به ريال:

$C = 1 + (\frac{i.t}{1200})$ : هزينه نهاده متغير:

c قيمت يك واحد هزينه نهاده متغير كه برابر با يك واحد هزينه متغير باضافه كارمزد آن (1 + i.t /1200)

i= نرخ كارمزد سالانه (درصد)

t=طول دوره كشت (ماه)

طبق قضيه شفرد، تابع تقاضا براي اعتبار عبارت خواهد بود از:

$$X_1^* = -\frac{\partial \pi'}{\partial q} \quad (4)$$

چنانچه دو طرف معادله قبل در $-q/\pi'$ ضرب شود:

$$\frac{-X^* q}{\pi'} = \frac{\partial \pi}{\partial q} \cdot \frac{q}{\pi'}$$

Archive of SID

www.SID.ir

$$\frac{-X^{*}q}{\pi'} = \frac{\partial Ln\ \pi'}{\partial Lnq} = \alpha^{*} \qquad (5)$$

كه X تقاضا براي نهاده متغير است.

اگر از دو طرف لگاريتم طبيعي گرفته شود:

$$\begin{aligned} LnX^{*} &= Ln(-\alpha^{*}) - Lnq + Ln\ \pi' \\ &= Ln(-\alpha^{*}) - Lnq + LnA^{*} + \alpha^{*}Lnq + \beta_1^{*}LnL + \beta_2^{*}LnN_f + \beta_3^{*}LnN_m \\ &= LnA^{*} + Ln(-\alpha^{*}) + (\alpha^{*}-1)Lnq + \beta_1^{*}LnL + \beta_2^{*}LnN_f + \beta_3^{*}LnN_m \end{aligned}$$

$$LnX^{*} = Ln\ A' + (\alpha^{*}-1)Lnq + \beta_1^{*}LnL + \beta_2^{*}LnN_f + \beta_3^{*}LnN_m \qquad (6)$$

$$Ln\ A' = LnA^{*} + Ln(-\alpha^{*})$$

سرمايه شخصي قابل دسترس زارعين براي خريد نهاده‌هاي متغير بستگي به سود دريافتي زارعين در دوره زراعي گذشته آنها دارد. بنابراين سرمايه شخصي $(X^{\circ})$ استفاده شده براي خريد نهاده‌هاي متغير را مي توان بصورت زير برآورد نمود:

$$LnX^{\circ} = a + bLn\ \pi^{*} \qquad (7)$$

$X^{\circ}$ = سرمايه شخصي بر حسب ريال

$\pi^{\circ}$ = سود محصولات توليد شده دوره قبل

با استفاده از معادلات (5) و (7) تقاضاي اعتبار برآورد مي شود:

$$X^{*\beta} = X^{*} - X^{\circ} \qquad (8)$$

با جايگزين كردن معادلات (5) و(7) در معادله (8) به تابع تقاضا براي اعتبار در معادله (9) خواهيم رسيد:

$$X^{*\beta} = LnA^{*} + (\alpha^{*}-1)Lnq + \beta_1^{*}LnL + \beta_2^{*}LnN_f + \beta_3^{*}LnN_m - Lna - bLn\ \pi^{*} \qquad (9)$$

$$X^{*\beta} = Ln\ A' + (\alpha^{*}-1)LnC + \beta_1^{*}LnL + \beta_2^{*}LnN_f + \beta_3^{*}LnN_m + (1-\alpha^{*})Lnp - Lna - bLn\ \pi^{*} \qquad (10)$$

تابع مذكور برآوردي از تقاضاي اعتبار را در دوره مورد نظرمان با نرخ كارمزد متفاوت براي مساحتي از زمين و نيروي كار خانوادگي و تعداد ساعات كار با ماشين آلات، قيمت كالاهاي كشاورزي و سود دوره قبل را نشان مي دهد. در روابط فوق معادلات (5) و (7) اساس تخمين مدل تقاضاي اعتبار (10) بوده و نظر به اينكه $\alpha^{*}$ در هر دو معادله تابع سود UOP و تابع تقاضای نهاده متغير ظاهر شده، هر دو معادله با هم و با متد حداقل مربعات مقيد برآورد گرديده و $\alpha^{*}$ در هر دو معادله با محدوديت تساوي بودن آنها بكار رفته است.

Archive of SID

www.SID.ir

**بحث و نتایج:**

آمار و اطلاعات مورد نیاز برای انجام این تحقیق از 276 بهره بردار در شهرستانهای جهرم، استهبان و سپیدان در استان فارس به روش نمونه گیری تصادفی چند مرحله ای انتخاب شده اند. این آمار از 6 بخش و 6 دهستان و 33 روستا از این دهستانها از طریق پرسشنامه و مصاحبه حضوری تکمیل شده اند.

در انجام این تحقیق علاوه بر استفاده از آماره های معمول در برآوردهای اقتصاد سنجی ار آماره های زیر نیز که با استفاده از نرم افزار Microfit 4.1 به راحتی قابل برآورد می باشند استفاده شده است.

1- آماره Functional Form = $F_{FF}$ : براي آزمون خطاي تصريح مدل بكار مي رود.

2- آماره Serial Correlation =$F_{SC}$ : براي آزمون خود همبستگي مدل بكار مي رود.

3- آماره Heteroscedasticity = $F_H$ : براي آزمون واريانس ناهمساني مدل مورد استفاده قرار مي گيرد. نتايج برآورد تابع توليد بشرح زير مي باشد:

جدول (1): نتايج برآورد تابع توليد كشاورزان مورد مطالعه

| متغير | ضريب | ارزش t | سطح معني‌داري |
|---|---|---|---|
| ضريب ثابت | 8/2914 | 41/32*** | 0/0000 |
| كل نهاده‌هاي متغير | 0/0425 | 2/678** | 0/031 |
| سطح زير كشت | 0/051 | 3/141*** | 0/0018 |
| نيروي كار خانوادگي | 0/1308 | 5/874*** | 0/0000 |
| استفاده از ماشين‌آلات | 0/7461 | 5/354*** | 0/0000 |
| $F_{FF}$ = 7/366 (0/522)<br>$F_{SC}$ =0/141(0/715)<br>$F_H$ =0/399(0/533) | | $R^2$=0/9531<br>$\bar{R}^2$ =0/9314<br>F=345/457 | |

ماخذ : يافته‌هاي تحقيق *** و ** معني‌داري در سطح يك و پنج درصد

همانطور كه جدول فوق نشان مي دهد همه متغيرهاي مستقل موجود در مدل از نظر آماري در سطوح يك و پنج درصد معني دار شده‌اند. براي تشخيص ناهمساني واريانس در مدل فوق آماره $F_H$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه واريانس ناهمساني مورد پذيرش واقع نشده است. همچنين آماره $F_{FF}$ نشان مي دهد كه مدل برآورد شده مشكل خطاي تصريح ندارد و فرضيه غلط بودن مدل از نظر خطاي تصريح رد مي شود. همچنين آماره $F_{SC}$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه خود همبستگي بين جملات پسماند رد مي شود. در تفسير ضرايب تابع فوق بر اين اساس كه در تابع كاب – داگلاس ضرايب متغيرها همان كششهاي توليد نسبت به همان متغير مي باشد مي توان گفت كه كشش توليد نهاده‌هاي متغير (بغير از نيروي كار خانوادگي و ساعات استفاده از ماشين آلات) 0/04 مي باشد به عبارت ديگر با ثابت نگه داشتن ديگر نهاده‌ها، يك درصد افزايش در نهاده‌هاي متغير (بغير از نيروي كار خانوادگي و ساعات استفاده از ماشين آلات) منجر به افزايش متوسط 0/04 درصدي در توليد محصول مي گردد. همچنين كشش سطح زير كشت محصول ، كشش نهاده نيروي كار خانوادگي و كشش نهاده ماشين آلات به ترتيب برابر 0/05 ، 0/13 و 0/74 درصد مي باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

براي مشخص ساختن بازده نسبت به مقياس در تابع فوق، درجه همگني اين تابع برابر با 0/9704 است. اين عدد بيانگر اين مطلب است كه تابع فوق داراي بازده نزولي نسبت به مقياس مي باشد و لذا شرط زير برقرار مي باشد:

$\mu = \sum \alpha_i < 1$ و $\mu = 0/9704 < 1$

به عبارت ديگر زمانيكه تابع توليد كاب – داگلاس با بازده نزولي به مقياس نسبت به نهاده متغير روبرو باشد تابع سود هر واحد محصول – قيمت را همانگونه كه در فصل قبل شرح داده می توان استخراج كرد:

متغير q در اين تابع بعنوان هزينه نرمال شده هر واحد نهاده متغير است كه از روابط زير حاصل مي گردد:

$$C = 1 + (\frac{i.t}{1200})$$

هزينه هر واحد نهاده متغير برابر است با هزينه واحد متغير باضافه كارمزد آن بطوريكه نرخ كارمزد سالانه (i) برابر 9 درصد و t بعنوان طول دوره كشت بر حسب ماه جمع‌آوري و محاسبه شده است. سپس براي نرمال كردن هزينه متغير، آنرا بر شاخص قيمت‌هاي عمده فروشي محصولات كشاورزي براي سال 1382 تقسيم نموده تا تعديل شود.

$$q = \frac{C}{p} \qquad p = 824/1$$

در اينجا براي بدست آوردن تابع تقاضا براي اعتبار جهت سرمايه‌گذاري لازم است كه با استفاده از قضيه شفرد مشتق تابع را نسبت به هزينه متغير بدست آورد: چون $\alpha^*$ در دو معادله تابع سود هر واحد محصول – قيمت و معادله تابع تقاضاي نهاده متغير ظاهر شده است لازم است هر دو معادله را با استفاده از روش حداقل مربعات مقيد برآورد نمود.:

$$Ln\,\pi' = LnA^* + \alpha^* Lnq + \beta_1^* LnL + \beta_2^* LnN_f + \beta_3^* LnN_m$$

نتيجه برآورد بصورت زير خواهد بود:

جدول (2) : نتايج تخمين تابع سود هر واحد محصول – قيمت با استفاده از روش حداقل مربعات مقيد

| متغير | ضريب | ارزش t | سطح معني‌داري |
|---|---|---|---|
| ضريب ثابت | -2/11 | -20/241*** | 0/0000 |
| هزينه نهاده متغير تعديل شده | -1/67 | -142/235*** | 0/0000 |
| سطح زير كشت | 0/072 | 2/321** | 0/0235 |
| نيروي كار خانوادگي | 0/142 | 3/781*** | 0/0017 |
| استفاده از ماشين‌آلات | 0/79 | 10/584*** | 0/0000 |
| $F_{FF}$ = 3/214 (0/612) | | $R^2$= 0/9541 | |
| $F_{SC}$ = 0/241 (0/935) | | $\overline{R}^2$ =0/9412 | |
| $F_H$ = 0/456 (0/5797) | | F= 321/245 | |

ماخذ : يافته‌هاي تحقيق *** و ** معني‌داري در سطح يك و پنج درصد

Archive of SID

www.SID.ir

همانطور كه انتظار مي رفت تابع سود بدست آمده نسبت به هزينه نهاده متغير در حال كاهش مي باشد ولي نسبت به نهاده هاي سطح زير كشت ، نيروي كار خانوادگي و ساعات استفاده از ماشين آلات در حال افزايش مي باشد. متغيرهاي مستقل موجود در تابع سود همگي بغير از نهاده سطح زير كشت كه در سطح پنج درصد معني‌دار شده است در سطح بالاي يك درصد معني‌دار شده‌اند. همچنين $R^2$ مدل نشان مي دهد كه بيش از 95 درصد تغييرات متغير وابسته توسط متغيرهاي مستقل توضيح داده مي شود. همچنين براي تشخيص ناهمساني واريانس در مدل فوق آماره $F_H$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه واريانس ناهمساني مورد پذيرش واقع نشده است. همچنين آماره $F_{FF}$ نشان مي دهد كه مدل برآورد شده مشكل خطاي تصريح ندارد و فرضيه غلط بودن مدل از نظر خطاي تصريح رد مي شود. همچنين آماره $F_{SC}$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه خود همبستگي بين جملات پسماند رد مي شود.

حال براي بدست آوردن تابع تقاضاي اعتبارات لازم است تابع سود ارائه شده در قسمت قبل را در تابع تقاضا جايگزين نموده تا نتيجه زير بدست آيد:

$$LnX^{*} = -2/35 - 2/67Lnq + 0/072LnL + 0/142LnNf + 0/79LnNm$$

تابع بدست آمده قبل تابع كل تقاضاي نهاده متغير منطقه مورد مطالعه است. از آنجايي كه كشاورزان سرمايه مورد نياز خود را براي توليد محصول سال آينده از پس‌اندازهاي شخصي يا بعبارتي از سرمايه شخصي قابل دسترس خود استفاده مي كنند، بر اين اساس مي توان گفت نياز اصلي به اعتبارات كه لازم است كشاورزان از ساير منابع (رسمي و غير رسمي) تامين نمايند، تفاوت تقاضاي كل اعتبارات نسبت به سرمايه شخصي زارعين باشد. با توجه به اينكه سرمايه شخصي قابل دسترس زارعين براي خريد نهاده‌هاي متغير بستگي به سود دريافتي در دوره زراعي گذشته آنها دارد، بنابراين تابع سرمايه‌گذاري شخصي زارع $(X^{\circ})$ استفاده براي خريد نهاده‌هاي متغير بصورت زير تخمين زده شد:

$$LnX^{\circ} = a + bLn\ \pi^{*}$$

$$LnX^{\circ} = 7/6741 + 0/643\ Ln\pi^{*}$$

جدول شماره(3): نتايج تخمين تابع سرمايه شخصي زارعين

| متغير | ضريب | ارزش t | سطح معني‌داري |
|---|---|---|---|
| ضريب ثابت | 7/6741 | 6/1208*** | 0/0000 |
| سود دوره قبل كشاورزي | 0/643 | 7/0214*** | 0/0000 |
| $F_{FF}$ = 4/214 (0/754) | | $R^2$= 0/6587 | |
| $F_{SC}$ = 0/583 (0/421) | | $\overline{R}^2$ =0/6498 | |
| $F_H$ = 0/518 (0/638) | | F=55/314 | |

ماخذ : يافته‌هاي تحقيق *** و ** معني‌داري در سطح يك و پنج درصد

علامت ضريب $\pi^{*}$ مثبت است كه نشاندهنده آنست كه بين ميزان سود دوره قبل كشاورز و سرمايه شخصي وي رابطه مثبت وجود دارد. به عبارت ديگر هر چه ميزان سود دوره قبل كشاورز از فعاليتهايش بيشتر باشد، سرمايه شخصي بيشتري در اختيار خواهد داشت. مدل مذكور نشان مي دهد كه بازاء هر يك

Archive of SID
www.SID.ir

درصد بالا بودن سود دوره قبل ميزان سرمايه شخصي كشاورز به اندازه 0/643 درصد اضافه خواهد شد. همچنين $R^2$ مدل نشان مي دهد كه بيش از 65 درصد تغييرات متغير وابسته توسط متغيرهاي مستقل توضيح داده مي شود. همچنين براي تشخيص ناهمساني واريانس در مدل فوق آماره $F_H$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه واريانس ناهمساني مورد پذيرش واقع نشده است. همچنين آماره $F_{FF}$ نشان مي دهد كه مدل برآورد شده مشكل خطاي تصريح ندارد و فرضيه غلط بودن مدل از نظر خطاي تصريح رد مي شود. همچنين آماره $F_{SC}$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه خود همبستگي بين جملات پسماند رد مي شود.نتايج حاصل از تخمين تابع سود و تقاضاي نهاده متغير كه با روش حداقل مربعات مقيد براي سال زراعي 83-82 برآورد گرديده را با نتايج تابع سرمايه شخصي زارعين كه به روش حداقل مربعات معمولي تخمين زده شده است در جدول شماره (4) نشان داده شده است.

جدول(4): اطلاعات مربوط به تخمين همزمان دو تابع سود و تقاضاي نهاده متغير وتخمين تابع سرمايه شخصي

| تابع | پارامتر | مقدار ضريب | ارزش t | سطح معني‌داري |
|---|---|---|---|---|
| تابع سود هر واحد محصول- | $LnA^*$ | -2/11 | -20/241*** | 0/0000 |
| قيمت | $\alpha^*$ | -1/67 | -142/235*** | 0/0000 |
| ***(UOP)*** | $B^*_1$ | 0/072 | 2/321** | 0/0235 |
| | $B^*_2$ | 0/142 | 3/781*** | 0/0017 |
| | $B^*_3$ | 0/79 | 10/584*** | 0/0000 |
| تابع تقاضاي نهاده متغير | $\alpha^*$ | -1/67 | -142/235*** | 0/0000 |
| تابع سرمايه شخصي | LnA | 7/6741 | 6/1208*** | 0/0000 |
| | B | 0/643 | 7/0214*** | 0/0000 |
| $R^2$= 0/9541 | | $F_{FF}$ = 3/214 (0/612) | | |
| $= \overline{R}^2$ 0/9412 | | $F_{SC}$ = 0/241 (0/935) | | |
| F=321/245 | | $F_H$ = 0/456 (0/579) | | |

ماخذ : يافته‌هاي تحقيق *** و ** معني‌داري در سطح يك و پنج درصد

$R^2$ مدل نشان مي دهد كه بيش از 95 درصد تغييرات متغير وابسته توسط متغيرهاي مستقل توضيح داده مي شود. همچنين براي تشخيص ناهمساني واريانس در مدل فوق آماره $F_H$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه واريانس ناهمساني مورد پذيرش واقع نشده است. همچنين آماره $F_{FF}$ نشان مي دهد كه مدل برآورد شده مشكل خطاي تصريح ندارد و فرضيه غلط بودن مدل از نظر خطاي تصريح رد مي شود. همچنين آماره $F_{SC}$ نشان مي دهد كه در مدل برآورد شده فرضيه خود همبستگي بين جملات پسماند رد مي شود. در اين قسمت چنانچه دو تابع يكي تقاضاي نهاده متغير كه كل سرمايه مورد نياز منطقه جهت سرمايه‌گذاري بوده را منهاي تابع سرمايه شخصي زارعين نماييم، تابع اعتبار مورد نياز كشاورزان منطقه برآورد مي گردد.

$$X^{*\beta} = X^* - X^\circ$$

Archive of SID

www.SID.ir

$$X^{*\beta} = LnA' + (\alpha^* - 1)Lnq + \beta_1^* LnL + \beta_2^* LnN_f + \beta_3^* LnN_m - Lna - bLn\pi^*$$

$$X^{*\beta} = -2/35 + (-1/67 - 1)\,Lnq + 0/072\,LnL + 0/142LnN_f +$$
$$+0/79\,LnN_m - 7/6741 - 0/643Ln\pi^*$$

قبلا توضيح داده شد كه هزينه‌هاي متغير بر شاخص قيمتها تقسيم مي كنيم ( رابطه ***q= C/P*** ) ، بنابراين خواهيم داشت:

$$X^{*\beta} = -2/35 - 2/67LnC + 0/072\,LnL + 0/142LnN_f + 0/79LnN_m +$$
$$+ 2/67LnP - 7/6741 - 0/643Ln\pi^*$$

بنابراين تابع مذكور برآوردي از نياز اعتباري مورد تقاضا را در دوره مورد نظرمان با نرخ كارمزد متفاوت نشان مي دهد، بطوريكه:

C = هزينه واحد نهاده متغير (ريال)

L = سطح زير كشت (هكتار)

$N_f$ = نيروي كار (روز - نفر)

$N_m$ = استفاده از ماشين آلات (ساعت)

P = شاخص قيمت عمده فروشي كالاهاي كشاورزي

$\pi^*$ = سود دوره قبل كشاورزي (ريال)

نتايج تابع تقاضاي اعتبار نشان مي دهد كه كشش تقاضا براي اعتبار در رابطه با قيمت نهاده و محصول بالا بوده و مي توان فرض بالا بودن كشش تقاضا براي اعتبار نسبت به قيمت ستاده و نهاده در يك فصل زراعي را پذيرفت. به عبارتي با فرض ثابت بودن ساير شرايط چنانچه قيمت نهاده به ميزان يك درصد افزايش يابد ميزان تقاضا براي اعتبار (وام) به ميزان 2/67 درصد كاهش مي يابد. به عبارت ديگر اين فرض كه، با افزايش هزينه توليد، ميزان وام دريافتي توسط زارعين افزايش مي يابد رد مي شود. اين درست همان نتيجه‌اي است كه كومار و همكارانش در تحقيقي در منطقه اتارپرادش هند بدست آوردند. رابطه قيمت نهاده و ستاده روي ميزان تقاضا براي اعتبار مساوي و عكس يكديگر عمل مي كنند، بدين معني كه با افزايش قيمت محصول تقاضا براي اعتبار افزايش يافته در حاليكه با افزايش قيمت نهاده ميزان تقاضا براي اعتبار كاهش مي يابد. ديگر ضرائب، سطح زير كشت، نيروي كار خانوادگي و ساعات استفاده از ماشين آلات مثبت بوده و با ثابت بودن ساير شرايط با تغيير يك درصد در هر يك از متغيرهاي ذكر شده به ترتيب به ميزان 0/072 ، 0/142 و 0/79 درصد در جهت مثبت تقاضا براي اعتبار ايجاد خواهد شد. بنابراين تاثير هر يك از متغيرهاي ذكر شده روي متغير وابسته مثبت و به ترتيب بيشترين ميزان تاثير را ساعات استفاده از ماشين آلات، سود دوره قبل، نيروي كار خانوادگي و سطح زير كشت دارا مي باشند. بنابراين بين افزايش سطح زير كشت و افزايش تقاضا براي اعتبار يك رابطه مستقيم وجود دارد و فرض رابطه مستقيم بين سطح زير كشت و افزايش تقاضا براي اعتبار پذيرفته مي شود. كشش خالص بدست آمده از تابع تقاضاي اعتبار مثبت است و نشان مي دهد كه عوامل ديگر حساسيت منفي تقاضا نسبت به هزينه متغير را جبران مي كنند. در حقيقت

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف نهاده‌ها در حد بهينه نبوده و ظرفيت جذب اعتبار حتي در نرخ كارمزد بالاتر نيز وجود دارد. همانگونه كه در تئوري پيش بيني شده بود، تقاضاي حاصل شده از تابع سود واحد محصول – قيمت نسبت به هزينه‌هاي متغير نزولي و محدب و نسبت به مقدار نهاده‌هاي ثابت صعودي است. ضريب هزينه‌هاي متغير منفي، مشتق دوم تابع تقاضا براي اعتبار نسبت به هزينه‌هاي متغير تعديل شده مثبت و كليه ضرائب باستثناي قيمت محصول مثبت مي باشد.

$$\frac{\delta^2 X^{*\beta}}{\delta C^2} = -2/67(-2/67 - 1)\frac{X^{*\beta}}{C^2} \rangle 0$$

**نرخ كارمزد و تاثير آن روي تقاضا براي اعتبار**

از آنجاييكه نرخ كارمزد (نرخ بهره) از عواملي است كه تقاضا براي اعتبار را تعيين مي كند، تاثير آن بر روي تقاضا مورد بررسي قرار گرفت. در اين قسمت با استفاده از روش حداقل مربعات مقيد هر يك ار توابع سود واحد محصول – قيمت بدست آمده از قسمتهای قبل را با تابع تقاضاي نهاده متغير در نرخهای كارمزد متفاوت بطور همزمان تخمين زده و نتايج حاصله در جداول شماره (5) نشان داده شده است.

چنانچه جدول نشان مي دهد، همه ضرايب برآورد شده در سطوح اطمينان بالا از نظر آماري معني‌دار مي باشند. تغير در نرخ كارمزد همانگونه كه در قسنتهاي قبلي بيان شد، در رابطه با هزينه واحد نهاده متغير $C = 1 + (i.t/1200)$ تاثير مستقيم دارد.

پارامتر $\alpha^*$ با افزايش در نرخ كارمزد مرتبا افزايش يافته است و نتيجه اين افزايش مقدار ضريب ثابت را نيز بالا برده است.با توجه به اينكه قدرمطلق مقادير محاسبه شده آماره t براي ضرايب $A^*$ ، $\alpha^*$ ، $\beta^*_2$ و $\beta^*_3$ برآورد شده بزرگتر از مقادير بحراني t در سطح معني‌داري يك درصد مي باشند، بنابراين مي توان عنوان كرد كه تك تك ضرايب برآورد شده در سطح اطمينان 99 درصد از نظر آماري معني دار هستند و فقط ضريب متغير سطح زير كشت يعني $\beta^*_1$ ، در سطح اطمينان 98 درصد از نظر آماري معني‌دار مي باشد.

لازم به ذكر است كه تغييرات ايجاد شده در نرخ كارمزد روي ضريب تعيين ($R^2$) و آماره‌هاي $F_{FF}$ , $F_{SC}$ , $F_H$ و بعضي از متغيرهاي مستقل از قبيل $\beta^*_1$ ، $\beta^*_2$ و $\beta^*_3$ تاثير قابل ملاحظه‌اي نداشته است بنابراين مقادير بدست آمده براي اين آماره‌ها و متغيرها فقط براي نرخ كارمزد 9% آورده شده است و از آوردن اين مقادير براي نرخهاي كارمزد بالاتر (به‌علت تغيير نكردن آنها) صرف‌نظر شده است. تغيير در نرخ كارمزد همانگونه كه در قسمتهاي قبلي بيان شد در رابطه با هزينه واحد نهاده متغير تاثير مستقيم داشته و در نتيجه پارامتر $\alpha^*$ با افزايش در نرخ كارمزد مرتبا افزايش يافته است و نتيجه اين افزايش مقدار ضريب ثابت را نيز بالا برده است. هزينه متغير و ساعات استفاده از ماشين‌آلات بترتيب از كشش بالاتري نسبت به ساير متغيرهاي مستقل برخوردار مي باشند. به عبارت ديگر در همه توابع برآورد شده هزينه نهاده متغير با تاثير منفي و بالايي كه روي ميزان سود دارد نشان مي دهد كه چنانچه يك درصد هزينه نهاده متغير افزايش يابد به ميزان بيشتر از يك درصد در جهت كاهش سود اثر خواهد داشت. يا بالعكس، چنانچه هزينه نهاده

Archive of SID

www.SID.ir

متغير يك درصد كاهش يابد به ميزان بيشتر از يك درصد افزايش در سود را خواهيم داشت. بر اساس ساير اطلاعات بدست آمده، قدرت برازش رگرسيون يا $R^2$ برابر 0/95 در توابع مختلف نشان مي دهد كه در حدود 95 درصد از تغييرات در مقدار سود توسط تغيير در متغيرهاي مستقل توجيه شده است. همچنين براي تشخيص ناهمساني واريانس در مدلهاي زير آماره $F_H$ نشان مي دهد كه در مدلهاي برآورد شده فرضيه واريانس ناهمساني مورد پذيرش واقع نشده است. همچنين آماره $F_{FF}$ نشان مي دهد كه در مدلهاي برآورد شده مشكل خطاي تصريح وجود ندارد و فرضيه غلط بودن مدل از نظر خطاي تصريح رد مي شود. همچنين آماره $F_{SC}$ نشان مي دهد كه در مدلهاي برآورد شده فرضيه خود همبستگي بين جملات پسماند رد مي شود. همچنان كه انتظار مي رفت توابع سود بدست آمده توابعي كاهشي و محدب نسبت به قيمت نهاده متغير و افزاينده نسبت به زمين، نيروي كار خانوادگي و ساعات استفاده از ماشين آلات هستند.

جدول بعد نتايج تخمين همزمان تابع سود محصول – قيمت بدست آمده از جداول قبلي را با تابع تقاضاي نهاده متغير با استفاده از روش حداقل مربعات مقيد با استفاده از نرخ كارمزد متفاوت از 9 تا 18 درصد را نشان مي دهند.

جدول (5): تخمين همزمان دو تابع سود واحد محصول – قيمت و تابع تقاضاي نهاده متغير با نرخ كار مزد 9 تا 18 درصد

| ضريب | مقدار ضريب | ارزش t | سطح معنيداري |
|---|---|---|---|
| نرخ كارمزد | %9 | | |
| تابع سود **UOP** : | | | |
| $LnA^*$ ضريب ثابت | -2/11 | -20/241 | 0/000 |
| $\alpha^*$ ضريب هزينه متغير | -1/67 | -142/235 | 0/000 |
| $B^*_1$ ضريب سطح زير كشت | 0/072 | 2/321 | 0/0235 |
| $B^*_2$ ضريب نيروي كار خانوادگي | 0/142 | 3/781 | 0/0017 |
| $\beta^*_3$ ضريب ساعات استفاده از ماشين‌آلات | 0/79 | 10/584 | 0/000 |
| $R^2$ ضريب تعيين | 0/95 | - | - |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغير | -1/67 | -142/235 | 0/000 |

ادامه جدول شماره (5)

| ضريب | مقدار ضريب | ارزش t | سطح معنيداري | مقدار ضريب |
|---|---|---|---|---|
| ادامه جدول در صفحه بعد | | | | |
| نرخ كارمزد | %10 | | | |
| $LnA^*$ ضريب ثابت | -1/412 | -15/227 | 0/01 | |
| $\alpha^*$ ضريب هزينه متغير | -1/562 | -122/843 | 0/000 | |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغير | -1/562 | -122/843 | 0/000 | |
| نرخ كارمزد | %11 | | | |
| $LnA^*$ ضريب ثابت | -0/753 | -10/329 | 0/01 | |
| $\alpha^*$ ضريب هزينه متغير | -1/138 | -105/544 | 0/000 | |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغير | -0/753 | -5/329 | 0/000 | |
| نرخ كارمزد | %12 | | | |
| $LnA^*$ ضريب ثابت | 0/546 | 5/814 | 0/01 | |
| $\alpha^*$ ضريب هزينه متغير | -1/124 | -95/124 | 0/000 | |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغير | -1/124 | -95/124 | 0/000 | |

Archive of SID

www.SID.ir

| | | | |
|---|---|---|---|
| نرخ کارمزد | %13 | | |
| $LnA^*$ ضریب ثابت | 0/944 | 10/624 | 0/01 |
| $\alpha^*$ ضریب هزینه متغیر | -0/778 | -80/321 | 0/000 |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغیر | -0/778 | -80/321 | 0/000 |
| نرخ کارمزد | %14 | | |
| $LnA^*$ ضریب ثابت | 1/287 | 16/614 | 0/01 |
| $\alpha^*$ ضریب هزینه متغیر | -0/624 | -71/286 | 0/000 |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغیر | -0/624 | -71/286 | 0/000 |
| نرخ کارمزد | %15 | | |
| $LnA^*$ ضریب ثابت | 1/957 | 21/548 | 0/01 |
| $\alpha^*$ ضریب هزینه متغیر | -0/549 | -65/842 | 0/000 |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغیر | -0/549 | -65/842 | 0/000 |
| نرخ کارمزد | %16 | | |
| $LnA^*$ ضریب ثابت | 2/662 | 29/476 | 0/01 |
| $\alpha^*$ ضریب هزینه متغیر | -0/497 | -58/508 | 0/000 |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغیر | -0/497 | -58/508 | 0/000 |
| نرخ کارمزد | %17 | | |
| $LnA^*$ ضریب ثابت | 2/836 | 34/509 | 0/01 |
| $\alpha^*$ ضریب هزینه متغیر | -0/457 | -52/254 | 0/000 |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغیر | -0/457 | -52/254 | 0/000 |
| نرخ کارمزد | %18 | | |
| $LnA^*$ ضریب ثابت | 3/025 | 38/061 | 0/01 |
| $\alpha^*$ ضریب هزینه متغیر | -0/403 | 46/049 | 0/000 |
| $\alpha^*$ تابع تقاضاي نهاده متغیر | -0/403 | 46/049 | 0/000 |

ماخذ: یافته‌هاي تحقیق

اکنون بر اساس اطلاعات بدست آمده از جداول قبل، تابع تقاضاي نهاده متغیر و تابع پس‌انداز شخصي زارعین، تابع تقاضاي اعتبار زارعین با نرخ کارمزد 9 تا 18 در صد برآورد شده و در جدول شماره (6) نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (6): برآورد تابع تقاضاي اعتبار با نرخ كارمزد متفاوت

| نرخ كارمزد | تابع تقاضاي اعتبار | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| %9 | $X^{*\beta}=0/254$ | $C^{-2/67}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %10 | $X^{*\beta}=0/4705$ | $C^{-2/59}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %11 | $X^{*\beta}=0/7314$ | $C^{-2/49}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %12 | $X^{*\beta}=1/538$ | $C^{-2/34}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %13 | $X^{*\beta}=2/025$ | $C^{-2/21}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %14 | $X^{*\beta}=2/957$ | $C^{-2/06}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %15 | $X^{*\beta}=3/849$ | $C^{-1/91}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %16 | $X^{*\beta}=5/234$ | $C^{-1/82}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %17 | $X^{*\beta}=6/557$ | $C^{-1/75}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| %18 | $X^{*\beta}=8/971$ | $C^{-1/62}$ | $L^{0/072}$ | $N_f^{0/142}$ | $N_m^{0/79}$ | $-2151/9\Pi^{*0/643}$ |
| $R^2=0/9541$<br>$\overline{R}^2=0/9412$<br>$F=321/245$ | | $F_{FF}=4/593\quad(0/382)$<br>$F_{SC}=0/269\quad(0/735)$<br>$F_H=0/732\quad(0/597)$ | | | | |

ماخذ: يافته‌هاي تحقيق

**پيشنهادات:**

1- با توجه به اينكه نرخ كارمزد يكي از عوامل تعيين كننده تقاضا براي اعتبار است، لذا زارعين به جاي پرداخت نرخ كارمزد پايين، بيشتر مايل به حذف و كاهش ساير هزينه‌هاي جانبي هستند. بنابراين چنانچه نرخ كارمزد واقعي و متغير باشد، در اين صورت مي توان يكسري از موانع پيچيده را حذف تا متقاضيان واقعي شانس بيشتري در دسترسي به اعتبار مورد نياز پيدا كنند.

2- در تخصيص و توزيع اعتبارات در مناطق روستايي بهتر است كه با استفاده از مدل تقاضاي برآورد شده، ميزان اعتبار مورد نياز منطقه را تخمين زده و سپس با توجه به امكانات و پتانسيل‌هاي موجود اقدام به برنامه‌ريزي و تخصيص اعتبار نمود.

3- با توجه به اينكه كشش تقاضاي اعتبار نسبت به نرخ كارمزد در مقايسه با قيمت محصول و قيمت نهاده پايين‌تر است، بهتر است كه با بالا بردن نرخ كارمزد ميزان عرضه اعتبارات را افزايش داده تا وام گيرندگان خرده‌پا وام بيشتري نصيبشان شود.

Archive of SID

www.SID.ir

**فهرست منابع**

1- آمارنامه كشاورزي. 1379. وزارت كشاورزي. معاونت برنامه و بودجه. ادراه كل آمار و اطلاعات. تهران.

2- بانك كشاورزي استان فارس. 1379. خلاصه گزارش عملكرد بانك كشاورزي استان فارس. شيراز.

3- بانك كشاورزي. 1380-1370. گزارش عملكرد بانك كشاورزي. تهران.

4- تركماني، ج. و احمدپور، م. 1379. تخمين تابع تقاضاي اعتبارات بخش كشاورزي: مطالعه موردي نخلداران استان بوشهر. فصلنامه روستا و توسعه.3:62-43.

5- ذوالنور، م. ح. 1374. مقدمه‌اي بر روشهاي اقتصادسنجي. انتشارات دانشگاه شيراز. شيراز.

6- سازمان مديريت و برنامه‌ريز كشوري. 1382-1370. آمارنامه استان فارس. شيراز.

7- سليماني‌پور، ا. 1374. بررسي ويژگيها و تخمين تابع تقاضاي اعتبارات كشاورزي در استان فارس. پايان‌نامه كارشناسي ارشد اقتصاد كشاورزي. دانشكده كشاورزي. دانشگاه شيراز.

8- كرمي، ا. 1379. عوامل مؤثر بر دسترسي به اعتبارات و تأثير آن بر كارائي كشاورزان: مطالعه موردي استان فارس. پايان‌نامه كارشناسي ارشد اقتصاد كشاورزي. دانشكده كشاورزي، دانشگاه شيراز.

9- گجراتي، د. 1378. مباني اقتصادسنجي. ترجمه حميد ابريشمي. انتشارات دانشگاه تهران.

10- يعقوبي، و. 1381. بررسي عوامل مؤثر بر تمايل به دريافت و دستيابي به اعتبارات رسمي و غيررسمي در بازار مالي روستائي : مطالعه موردي استان فارس. پايان‌نامه كارشناسي ارشد اقتصاد كشاورزي، دانشكده كشاورزي، دانشگاه شيراز.

11. Batherham, K. L. and A. A. Majid. 1987. The demand for seasonal rural credit under condition of risk: A case study in *Bangladesh*. *Savings and Development*. 11:291-303.

12. Kochar, A. 1997a. Does lack of access to formal credit constrain agricultural production? Evidence from the land tenancy market in rural *India*. *Am. j. Agr. Econ*. 79: 754-763.

13. Kumar, P., P.K. Joshi and M.A. Muralidharan. 1988. Estimation of demand for credit on marginal farms – A profit function approach . *Indian J. Agr. Econ*. 43:106-114.

14. Lau, L.J. and P.A. Yotopoulos. 1972. Profit supply and factor demand function. *Am. J. Agr. Econ*. 54:11-18.0

15. Meyer, I.R. 1990. Analyzing the farm-level impact of agricultural credit. *Am. j. Agr. Econ*. 72:1158-1160.

Archive of SID

www.SID.ir