

بررسی تأثیر افزایش نقدینگی بر تولید بخش کشاورزی

منصور محمدی دینانی^۱ و احمد اکبری^۲

۱- کارشناس موسسه پژوهشهای برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی ۲- استاد دانشکده کشاورزی

دانشگاه شهید باهنر کرمان

تاریخ پذیرش مقاله ۷۹/۷/۱۳

خلاصه

کشاورزی به عنوان یکی از بخشهای عمده اقتصادی کشور تحت تأثیر سیاستها و تصمیم‌گیریهای کلان اقتصادی قرار می‌گیرد. یکی از مشکلات اقتصادی ایران به خصوص در سالهای بعد از انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی افزایش حجم نقدینگی می‌باشد. این نقدینگی خود یکی از عوامل مهم و عمده افزایش شاخص قیمت‌ها و ایجاد تورم بوده است. از آنجائیکه شاخص قیمت محصولات کشاورزی و غیر کشاورزی با افزایش حجم نقدینگی به یک اندازه تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد و ممکن است این تغییرات شاخص قیمت به نفع یا زیان بخش کشاورزی باشد و در نتیجه بر تخصیص منابع در بخش کشاورزی و تولیدات این بخش اثرات مثبت یا منفی داشته باشد. در این راستا تأثیر افزایش نقدینگی بر تولید در بخش مذکور برای سالهای ۱۳۴۴ تا ۱۳۷۴ بررسی شده است. بر اساس نتایج بدست آمده رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده حجم نقدینگی بر تولید واقعی بخش کشاورزی در بلند مدت به ترتیب با ۰/۹ و ۰/۱۱ تأثیر مثبت دارد، اما این تأثیرات به طور معنی داری غیر صفر نمی‌باشد. بر این اساس خنثی بودن حجم نقدینگی در مورد بخش کشاورزی را نمی‌توان رد کرد. نتایج بدست آمده همچنین مبین بی‌تأثیر بودن سیاست آزادسازی قیمت محصولات صنعتی بر تولید واقعی در بخش کشاورزی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: حجم نقدینگی، شاخص قیمت، رشد پیش‌بینی شده عرضه پول، رشد پیش‌بینی

نشده عرضه پول، تخصیص منابع کشاورزی

مقدمه

(متغیرهای واقعی اقتصاد) تأثیر دارد.

مطالعات متعددی در کشورهای مختلف و به منظور آزمون فرضیه فوق انجام شده است. بارو و لوکاس با ارائه یک مدل فرضیه فوق را مورد آزمون و تأیید قرار داده‌اند (۴). برخی دیگر از محققین از جمله فیشر با در نظر گرفتن بحث

بر اساس فرضیه خنثی بودن حجم نقدینگی در اقتصاد کلان، عرضه پیش‌بینی شده پول بر روی متغیرهای واقعی اقتصاد بی‌تأثیر است و تنها رشد پیش‌بینی نشده پول با اثر گذاشتن بر روی قیمت‌های نسبی بر این متغیرها

این قسمت ابتدا با استفاده از توابع عرضه و تقاضای بخش کشاورزی معادله تولید بخش کشاورزی بر مبنای دو متغیر رشد پیش‌بینی شده عرضه پول و رشد پیش‌بینی نشده عرضه پول معرفی خواهد شد. سپس معادلات مورد استفاده در این تحقیق برای رسیدن به اهداف تعیین شده در این مقاله معرفی خواهد شد. بر اساس این مدل تابع عرضه محصول در بخش کشاورزی بصورت زیر می‌باشد.

$$1) y_i^s(z) = \alpha^s(z) [p_i(z) - EP_i] + e_i^s(z) \quad \alpha^s(z) > 0$$

بطوریکه $y_i^s(z)$ در واقع لگاریتم محصول عرضه شده بخش کشاورزی (z) ، $P_i(z)$ لگاریتم قیمت محصول و P_i لگاریتم سطح عمومی قیمت محصولات کشاورزی در کل اقتصاد، α اندیس مربوط به زمان و E عملگر امید ریاضی مشروط به داشتن سایر اطلاعات مورد نیاز و $e_i^s(z)$ جزء اخلال این معادله می‌باشد. در رابطه فوق جزء $P_i(z) - EP_i$ در واقع قیمت نسبی است که تولیدکنندگان از بازار محصولات کشاورزی در منطقه مورد عمل خود دریافت می‌کنند. از طرف دیگر رابطه زیر تابع تقاضای محصولات کشاورزی را نشان می‌دهد.

$$2) y_i^d(z) = -\alpha^d(z) [p_i(z) - EP_i] + b^d(z)$$

$$[M_i - EP_i] + e_i^d(z) \quad \alpha^d(z), b^d(z) > 0$$

$y_i^d(z)$ لگاریتم محصول تقاضاشده بخش کشاورزی و M_i لگاریتم حجم نقدینگی می‌باشد عبارت $M_i - EP_i$ در رابطه فوق تأثیر شوکهای پولی وارده به اقتصاد را بر تقاضا برای محصولات کشاورزی نشان می‌دهد. فروض اساسی مدل فوق عبارتند از ۱- قیمت محصولات کشاورزی انعطاف پذیرند. ۲- از آنجایی که تولیدکنندگان از قیمت محصولات در سایر بازارها اطلاع کافی در اختیار ندارند براساس قیمت نسبی محصولات خود که از بازارهای منطقه مورد عملشان دریافت می‌کنند عمل می‌نمایند. از آنجایی که بر اساس فرضیه خنثی بودن حجم نقدینگی تنها رشد پیش‌بینی نشده عرضه پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد تأثیر دارد. برای تکمیل کردن مدل فوق رشد عرضه پول را به دو جزء

چسبندگی قیمت‌ها در مدل مورد استفاده خود این فرضیه را رد نموده‌اند. (۷)

نتایج بدست آمده توسط دیوادوس نیز صحت فرضیه فوق را در مورد اقتصاد امریکا تأیید نمی‌کند. در ایران و بخصوص در طول دو دهه منتهی به ۱۳۷۴ هر سال بر حجم نقدینگی موجود در اقتصاد افزوده شده است. مطالعاتی به منظور بررسی تأثیر افزایش حجم نقدینگی بر تولید صورت گرفته است. در تحقیقی که توسط کمیجانی و همکاران (۲) انجام شده است تأثیر شوکهای پولی بر رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت، پس از شوکهای مربوط به تغییرات قیمت نفت و رشد قیمت ضمنی بالاترین رقم را داشته است. در مطالعات دیگری توسط کمیجانی و همکاران (۳) تأثیر حجم نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری با استفاده از مدل‌های مختلف مقایسه شده است. بر طبق نتایج بدست آمده هر یک درصد افزایش در حجم نقدینگی به میزان ۱/۴۲-۱/۴۵ درصد تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری افزایش می‌یابد و ۰/۰۵ بر تولید ناخالص داخلی واقعی تأثیر مثبت دارد. تغییرات حجم نقدینگی با تأثیر بر قیمت نسبی محصولات کشاورزی و غیر کشاورزی بر تخصیص منابع بین بخشهای مختلف اقتصادی و در درون هر بخش تأثیر خواهد گذاشت. در اینجا این سؤال مطرح است که افزایش حجم نقدینگی چه تأثیری بر تولید بخش کشاورزی در سالهای گذشته داشته است. آیا فرضیه فوق در مورد بخش کشاورزی ایران نیز صادق است؟ هدف عمده این مقاله آزمودن فرضیه فوق است در ضمن به دنبال تعیین تأثیر سیاست آزادسازی قیمت محصولات صنعتی بر تولید در بخش کشاورزی نیز می‌باشیم. به همین منظور در ادامه مقاله ابتدا مبانی تئوریک مدل مورد استفاده، سپس نتایج و بحث آورده خواهد شد.

مواد و روشها

معرفی چهارچوب تئوریک مدل مورد استفاده در این مقاله هدف اصلی این قسمت می‌باشد. این مدل شکل گسترش یافته‌ای از مدل ارائه شده توسط هرکوتیز می‌باشد (۷). در

با جایگزین کردن رابطه فوق در رابطه شماره (۶) و سپس در رابطه شماره (۴) خواهیم داشت.

$$۸) P_t(z) = [1 - \lambda(z)] \cdot \left\{ \Pi_1 M_{t-1} + \Pi_r m_t^e + \Pi_r \left[\frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)} \right] [m_t^u + e_{(t)}(z)] \right\} + \lambda(z) [M_{t-1} + m_t^e + m_t^u + e_{(t)}(z)]$$

بطوریکه $\lambda(z) = \frac{1}{[\alpha^s(z) + \alpha^d(z)]}$ برای

بدست آوردن متوسط قیمت در کلیه بازارها یا سطح عمومی قیمت (aggregate Price) دو طرف رابطه شماره (۸) را برای کلیه بازارها جمع کرده و متوسط آن را بدست می آوریم بنابراین خواهیم داشت.

$$۹) P_t = [1 - \lambda] \cdot \left\{ \Pi_1 M_{t-1} + \Pi_r m_t^e + \Pi_r \left[\frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)} \right] m_t^u \right\} + \lambda (M_{t-1} + m_t^e + m_t^u)$$

در واقع متوسط $\lambda(z)$ را در رابطه فوق با λ نشان داده ایم با مقایسه ضرایب در دو رابطه (۹) و (۵) به نتایج زیر می توان دست یافت.

$$۱۰) \Pi_1 = 1 \quad \Pi_r = 1 \quad \Pi_r = \frac{(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)}{\left[\sigma_u^2 + \left(\frac{1}{\lambda} \right) \sigma_e^2 \right]}$$

با جایگزینی مقادیر فوق در رابطه (۵) و (۸) به ترتیب رابطه سطح عمومی قیمت ها و قیمت بازار بدست خواهد آمد که اختلاف این دو در واقع نشان دهنده قیمت نسبی می باشد.

$$۱۱) P_t(z) - P_t = \frac{\left[\frac{(\lambda(z) - \lambda)}{\lambda} \right] \sigma_e^2}{\sigma_u^2 + \left(\frac{1}{\lambda} \right) \sigma_e^2} \cdot m_t^u + \frac{\sigma_u^2 + \left(\frac{\lambda(z)}{\lambda} \right) \sigma_e^2}{\sigma_u^2 + \left(\frac{1}{\lambda} \right) \sigma_e^2} e_t(z)$$

نتیجه مهمی که از رابطه قیمت نسبی می توان بدست آورد آن است که عرضه پیش بینی شده پول (m_t^e) بر روی قیمت های نسبی بی تأثیر است به این دلیل که افزایش حجم پیش بینی شده نقدینگی تأثیر خودش را در $P_t(z)$, P_t به جای گذاشته و قیمت های نسبی تحت تأثیر این جزء از نقدینگی قرار نمی گیرد و بر عکس جزء پیش بینی نشده عرضه پول بر قیمت های نسبی و در نتیجه تولید در بخش کشاورزی مؤثر است.

پیش بینی شده و پیش بینی نشده (تصادفی) تقسیم می نمایم و در مدل فوق لحاظ می کنیم.

$$۳) M_t - M_{t-1} \equiv \Delta M_t \equiv m_t = m_t^e + m_t^u$$

m_t^e و m_t^u به ترتیب رشد پیش بینی شده (منظم) و رشد پیش بینی نشده (تصادفی) عرضه پول در زمان t می باشند. m_t^u یک جزء تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ_u^2 می باشد. قیمت تعادلی در این بازار با مساوی قرار دادن تابع عرضه و تقاضا و جایگزین کردن μ_t از رابطه (۳) در آن بدست می آوریم.

$$۲) P_t(z) = \left\{ 1 - \frac{1}{[\alpha^d(z) + \alpha^s(z)]} \right\} EP_t + \left\{ \frac{1}{[\alpha^d(z) + \alpha^s(z)]} \right\} [M_{t-1} + m_t^e + m_t^u + e_t^s]$$

$\alpha^d(z), \alpha^s(z) > 0$

بطوریکه $e_t(z) = e_t^d(z) - e_t^s(z)$ مبین جزء اختلال با میانگین صفر و واریانس σ_e^2 می باشد. حال برای بدست آوردن معادله تولید در بخش کشاورزی ابتدا رابطه قیمت نسبی $(p_t(z) - EP_t)$ را بر اساس متغیرهای برونزا بدست می آوریم و با قرار دادن آن در رابطه عرضه یا تقاضا رابطه تولید را بر اساس متغیرهای برونزا بدست خواهیم آورد. رابطه شماره ۴ را می توان به فرم خلاصه شده برای سطح عمومی قیمت ها بصورت زیر درآورد.

$$۵) p_t = \Pi_1 M_{t-1} + \Pi_r m_t^e + \Pi_r m_t^u$$

بطوریکه P_t نشان دهنده سطح عمومی قیمت ها در کل اقتصاد برای محصولات کشاورزی می باشد از رابطه فوق امید ریاضی گرفته و از آنجایی که بر اساس فرض این مدل متغیرهای m_t^e و M_{t-1} از پیش تعیین شده و معین هستند داریم:

$$۶) EP_t = \Pi_1 M_{t-1} + \Pi_r m_t^e + \Pi_r Em_t^u$$

با توجه به تعریف امید ریاضی و مشروط به آگاه بودن از مقدار $P_t(z)$ داریم.

$$۷) Em_t^u \mid P_t(z) = \left[\left(\frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + \sigma_e^2)} \right) \right] [m_t^u + e_{(t)}(z)]$$

بطوریکه x_{t-i} بردار متغیرهای برونزا و مؤثر بر تغییرات عرضه پول از جمله تورم - نسبت کسری بودجه، به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری، رشد GNP واقعی و متغیر وابسته می‌باشد و m_t^u جزء اختلال معادله فوق می‌باشد که به عنوان رشد پیش‌بینی نشده عرضه پول در نظر گرفته شده است.

آمار و اطلاعات لازم از انتشارات سازمان برنامه و بودجه استخراج شده است و شامل آمار سری زمانی متغیرهای فوق‌الذکر در طی سالهای ۱۳۴۴ تا ۱۳۷۴ می‌باشد.

روش برآورد رابطه تولید بخش کشاورزی (معادله شماره ۱۵) 2SLS می‌باشد، بدین شکل که ابتدا رابطه رشد حجم پول (معادله شماره ۱۶) به روش OLS برآورد می‌گردد سپس مقدار برآورد شده متغیر وابسته و اجزاء اختلال به عنوان رشد پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده حجم نقدینگی در رابطه تولید بخش کشاورزی مورد استفاده قرار گرفته است.

نتایج و بحث

برای مشخص کردن تعداد وقفه‌های مناسب در رابطه رشد عرضه پول و همچنین رابطه تولید بخش کشاورزی از دو معیار آکائیک (AIC) و معیار شوارتز (SC) استفاده شده است. (جدول شماره ۱). برآورد این دو معیار برای رابطه رشد عرضه پول نشان می‌دهد که تعداد وقفه مناسب برای این معادله، یک و برای رابطه تولید بخش کشاورزی سه وقفه می‌باشد. چون در این وقفه این دو معیار حداقل مقدار خود را دارند، بنابراین در رابطه رشد عرضه پول کلیه متغیرهای مستقل با یک وقفه در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد رشد عرضه پول نشان دهنده تأثیر مثبت تورم، کسری بودجه و رشد واقعی GNP برافزایش حجم نقدینگی می‌باشد. (جدول شماره ۲) این نتایج با نتایج بدست آمده توسط کمیجانی و همکاران مطابقت می‌نماید. (۳) نتایج بدست آمده از تخمین رابطه تولید در بخش کشاورزی (جدول شماره ۳) نشان می‌دهد که رشد پیش‌بینی شده

مرحله بعدی بدست آوردن معادله تولید بخش کشاورزی بر اساس متغیرهای برونزا می‌باشد. رابطه قیمت نسبی بصورت زیر در خواهد آمد.

$${}_{12} p_t(z) - EP_t = \frac{\left[\frac{\lambda(z)}{\lambda} \right] \sigma_e^2}{\sigma_u^2 + \left(\frac{1}{\lambda} \right) \sigma_e^2} \cdot [m_t^u + e_t(z)]$$

با جایگزین کردن رابطه فوق در تابع عرضه خواهیم داشت.

$${}_{13} y_t(z) = \frac{1}{\sigma_u^2 + \left(\frac{1}{\lambda} \right) \sigma_e^2} \cdot \left\{ \left[\alpha^s(z) \left(\frac{\lambda(z)}{\lambda} \right) \sigma_e^2 \right] \right.$$

$$m_t^u + \left[\sigma_u^2 + \alpha^d(z) \left(\frac{\lambda(z)}{\lambda} \right) \sigma_e^2 \right] e_t^s(z)$$

$$\left. + \left[\alpha^s(z) \frac{\lambda(z)}{\lambda} \sigma_e^2 \right] e_t^d(z) \right\}$$

رابطه فوق را برای سادگی بصورت زیر نمایش می‌دهیم.

$${}_{14} y_t(z) = \Theta + \sum_{i=0}^n \beta_i m_{t-i}^u + e_t$$

در تابع فوق دو متغیر دیگر نیز اضافه می‌نمائیم تا تأثیر هر کدام را بر تولید واقعی بخش کشاورزی بدست آوریم اول جزء پیش‌بینی شده (m_t^e) را نیز در معادله فوق وارد نموده تا تأثیر آن را بر تولید بخش کشاورزی و در نتیجه رد یا قبول فرضیه خنثی بودن حجم نقدینگی مورد ارزیابی قرار دهیم و دوم متغیر مجازی D که برای وارد کردن سیاست آزادسازی قیمت محصولات صنعتی در مدل فوق مورد استفاده قرار گرفته است. (برای سال ۱۳۶۸ به بعد $D=1$ و در غیر اینصورت $D=0$) با توجه به تغییرات فوق معادله نهایی = تولید بخش کشاورزی بصورت زیر در خواهد آمد.

$${}_{15} y_t(z) = \Theta + \alpha D + \sum_{i=0}^n \beta_i m_{t-i}^u + \sum_{i=0}^n \gamma_i m_{t-i}^e + e_t$$

برای بدست آوردن دو جزء m_t^e و کاربرد آن در معادله شماره (۱۵) از معادله زیر استفاده شده است.

$${}_{16} m_t = \alpha x_{t-i} + m_t^u$$

جدول ۱- معیارهای تعیین تعداد وقفه مناسب در رابطه رشد عرضه پول و تولید بخش کشاورزی

تعدادوقفه	رابطه تولید بخش کشاورزی		رابطه رشد عرضه پول	
	SC	AIC	SC	AIC
۱	-۶/۴	-۴/۵	-۴/۳	-۴/۳
۲	-۶/۳	-۴/۳۹	-۵/۸	-۳/۹
۳	-۶/۵	-۴/۳۷	-۶	-۳/۷۷
۴	-۶/۴	-	-۵/۷	-

جدول ۲- نتایج برآورد معادله رشد عرضه پول

متغیرها	ضرایب	مقادیر t
عرض از مبدأ	۰/۱۳	(۲/۱۲)**
متغیر وابسته بایک وقفه	۰/۲۵	(۱/۳)*
نسبت کسر بودجه به تولید ناخالص داخلی اسمی	۰/۰۵	۰/۱
رشد واقعی GDP	۰/۰۰۱	۱
نورم	۰/۰۰۱	۱
R^2	۰/۱۰	۲/۱

*** معنی دار در سطح ۵ درصد * معنی دار در سطح ۱۰ درصد ** معنی دار در سطح ۲۰ درصد

جدول ۳- نتایج برآورد رابطه تولید بخش کشاورزی

متغیر	ضرایب	مقادیر t
عرض از مبدأ (C)	۱۲/۸۶	(۱/۲)**
متغیر مجازی آزادسازی صنعتی (D)	-۰/۰۳	(-۰/۸)
$\hat{\rho}$	۰/۹	(۵/۹۱)***
γ_0	-۰/۶۱	(-۱/۲)**
γ_1	۰/۵۲	(۱/۰۳)*
γ_2	۰/۵۲	(۱/۰۳)*
γ_3	۰/۴۶	۱/۳**
$\sum_{i=1}^3 \gamma_i$	۰/۹	-
β_0	۰/۰۵۸	۰/۵۱
β_1	۰/۱۶	(۱/۰۴)*
β_2	-۰/۰۰۴	-۰/۰۲
β_3	-۰/۱	-۰/۶۴
$\sum_{i=1}^3 \beta_i$	۰/۱۱	-
R^2	۰/۹۰	۱/۹۶
F	۳۶۱/۴	D.W

*** معنی دار در سطح ۵ درصد * معنی دار در سطح ۱۰ درصد ** معنی دار در سطح ۲۰ درصد

* معنی دار در سطح ۲۵ درصد

عرضه پول تأثیر مثبتی (۰/۹) بر تولید واقعی بخش کشاورزی دارد اما فرض غیر صفر بودن مجموع ضرایب رشد پیش بینی شده عرضه پول را نمی توان پذیرفت. (جدول شماره ۴) همچنین تأثیر بلند مدت رشد پیش بینی نشده حجم نقدینگی بر تولید واقعی بخش کشاورزی نیز مثبت است. (۰/۱۱) لیکن اختلاف معنی داری با صفر ندارد، بنابراین نمی توان فرضیه خنثی بودن حجم نقدینگی را بر تولید واقعی در بخش کشاورزی رد کرد.

سیاست آزادسازی قیمت محصولات صنعتی تأثیر معناداری بر تولید واقعی بخش کشاورزی نداشته است. ضریب $\hat{\rho}$ در معادله تولید بخش کشاورزی به منظور رفع مشکل همبستگی نوع اول بین اجزاء اخلال در این معادله وارد شده است.

بر طبق نتایج بدست آمده رشد عرضه پول ابتدا باعث کاهش ارزش واقعی محصولات کشاورزی می شود، علت این مسئله در آن است که بخش کشاورزی به سرعت نمی تواند خود را با تغییرات عرضه پول منطبق نماید،

جدول ۴- آزمون فرض ضرایب رابطه تولید بخش کشاورزی

تصمیم‌گیری	احتمال P	F	فرض H0
پذیرش H0	۰/۳۰	۱/۲	$\sum_{i=0}^3 \gamma_i = 0$
پذیرش H0	۰/۴۷	۰/۵۴	$\sum_{i=0}^3 \beta_i = 0$

بنابراین این تغییرات حجم پول کوتاه مدت منفی است اما در بلندمدت که بخش کشاورزی فرصت انطباق با شرایط جدید را پیدا می‌کند، تأثیر تغییر در حجم نقدینگی بر تولید واقعی بخش کشاورزی مثبت می‌گردد.

REFERENCES

مراجع مورد استفاده

۱. درخشان، م. ۱۳۷۴ «اقتصادسنجی» جلد اول و دوم، تهران، انتشارات سمت.
۲. کمیجانی، الف و همکاران. ۱۳۷۴ «مطالعه تطبیقی شرایط ایران در مورد سیستم ارزی»، مجله اقتصادی، شماره ۶، سال دهم، صفحات ۲ تا ۱۸.
۳. وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۷۳. «سیاستهای پولی مناسب در جهت تثبیت فعالیتهای اقتصادی» تهران، معاونت امور اقتصادی.
4. Baro, R. and M. Rush. 1976. Unanticipated money and economic activity: Rational expectation and economic policy, ed. S. Fisher . pp. 23-48.
5. Chee, y. and Won Koo. 1993. Monetary impacts on prices in the short and long run: further results for the United States. J. Agr. and Reso. Econ. 18 : 211-224.
6. Devadoss, S. 1990. Tests of monetary neutrality on farm output. Western J. Agr. Econ. 16 : 163-173.
7. Fisher, S. 1977. long-term contracts, rational expetations and the optimal money supply rule. j. Polit. Econ. 85 : 191-205.
8. Hercowitz, Z. 1981. Money and dispersion of relative prices. j. polit. Econ. 89: 328- 56.
9. Lapp , j. 1990. Relative agricultural prices and monetary policy. Amer. j. Agri: Econ. 72: 622-630.
10. Lucas , R. E. 1972. Expectation and neutrality of money. j. Econ. theory:103-124.

An Evaluation of the Effect of an Increase in Liquidity on Production in Agriculture Sector

M. MOHAMMADI DINANI AND A. AKBARY

**1- Agricultural Planning and Economic Research Institution 2- Professor,
Faculty of Agriculture University of Kerman, Iran.**

Accepted Oct. 4, 2000

SUMMARY

Agriculture as a main sector of the economy is affected by the policies and decisions made in the macro level. One of the main problems which Iran economy has been facing, especially after the Islamic revolution and the imposed war, is the volume of money. Increasing liquidity has led to increasing commodity price indexes which in turn has added to inflation rate. Since agricultural and non-agricultural commodity price indexes are affected differently by the level of liquidity, this may either benefit the agriculture sector or otherwise. As a result it might have a positive or negative effect on the allocation of resources in this section. In this research the effects of increasing liquidity have been evaluated for the years 1344 through 1374. Money supply growth function and production function of agricultural sector were estimated. Tests of monetary neutrality hypothesis were performed. Results of the study indicated that anticipated and unanticipated money supply growth rate have a positive effect of 0.9 and 0.11 on the real production of agricultural sector. However this effect will not significantly be nonzero. Accordingly neutrality of liquidity volume cannot be rejected. Furthermore, results showed that a free market mechanism policy for industrial commodities had no effect on the level of production in agriculture sector.

Key words:Liquidity level, Price index, Anticipated money supply growth, Unanticipated money supply growth, Agricultural resource allocation.