

فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران / سال نهم / شماره 30 / بهار 1386 / صفحات 77-92

## تخمین توابع عرضه و تقاضای اعتبارات بانکی با استفاده از مدل رگرسیون سوییچی

دکتر محمود ختایی\*

سپیده خطیبی\*\*

نیره سادات قرشی\*\*\*

تاریخ پذیرش: 1386/1/28

تاریخ ارسال: 1385/4/7

### چکیده

مشاهدات در بازار اعتبارات بانکی ایران، طی سالهای اخیر نشان دهنده عدم تعادل در این بازار به معنای عدم برابری عرضه اعتبارات از سوی بانکها و تقاضا برای اعتبارات بانکی بوده است. لذا در این مطالعه، به منظور بررسی بازار اعتبارات بانکی با استفاده از مدل‌های عدم تسویه (مدل رگرسیون سوییچی) طی دوره زمانی 1353 تا 1383 به شناسایی عامل محدودکننده در این بازار پرداخته می‌شود. در مجموع، نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ سود بانکی حقیقی، حجم پول حقیقی، سپرده‌های حقیقی بانکها نزد بانک مرکزی و پایه پولی حقیقی رابطه معنی‌داری با عرضه اعتبارات دارد. از سوی دیگر تخمین تابع تقاضای اعتبارات، نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت بین مانده سپرده‌های حقیقی دوره قبل با تقاضای اعتبارات می‌باشد. نکته قابل توجه در این تخمین، بی معنی بودن رابطه تقاضای اعتبارات و نرخ بهره بانکی در طی دوره مورد نظر می‌باشد، در صورتی که رابطه عرضه و نرخ سود بانکی کاملاً معنی‌دار است و این نشان می‌دهد که عامل محدودکننده بازار اعتبارات بانکی، طرف عرضه بوده است که همواره مقدار کمتری نسبت به تقاضا در این بازار داشته است. تخمین نرخ سود بانکی تسویه‌کننده بازار و مقایسه آن با نرخ سود واقعی مشاهده شده در طی دوره مورد نظر نیز مؤید این مطلب است.

طبقه‌بندی JEL : E52 .

واژگان کلیدی: اعتبارات بانکی، مدل‌های عدم تسویه، رگرسیون سوییچی

e-mail: Mahmood\_khataie@yahoo.com

e-mail: saranone@yahoo.com

e-mail: Nayere111@yahoo.com

\* دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

\*\* کارشناس ارشد علوم اقتصادی

\*\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

## مقدمه

اعتبارات بانکی، ابزار مناسبی برای تشویق رشد اقتصادی به خصوص در مراحل اولیه توسعه به شمار می‌رود. این مسئله از اهمیت اساسی اعتبارات در تامین سرمایه لازم برای انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه نشأت می‌گیرد. همچنین اعتبارات بانکی بر روی مصرف، تولید و به تبع آن بر روی اشتغال، صادرات و واردات نیز تأثیرگذار است و از این طریق به ایجاد رشد و توسعه در ابعاد مختلف صنعتی، کشاورزی و خدماتی کشورها کمک می‌کند.

یکی از فروض اساسی اقتصاد در مطالعه بازارها، فرض وجود تعادل در بازار مربوط است. تعادل یا وضعیت تسویه بازار، زمانی حاصل می‌گردد که عرضه و تقاضا برای کالا برابر باشد و لذا سطح قیمت و مقدار تعادلی از برخورد عرضه و تقاضا حاصل می‌گردد. اما روشن است که در بسیاری از بازارها، برقراری تعادل، حداقل در کوتاه‌مدت تنها یک حالت استثنائی است و اغلب شاهد انواع مختلفی از عدم تعادل به شکل اضافه عرضه و یا اضافه تقاضا هستیم. این امر، به ویژه در کشورهای در حال توسعه به دلیل عدم شفافیت بازارها و همچنین ساختار نامناسب اقتصاد، کنترل‌های قیمتی و غیره نمود بیشتری دارد و لذا استفاده از فرض تعادل و ترسیم قیمت و مقدار تعادلی در این شرایط گمراه‌کننده است. مطالعه بازارها در وضعیت عدم تسویه، برای اولین بار توسط پاتینکین (Patinkin, 1956) در بازار کار و کلارو (Clawer, 1965) صورت گرفت. در تحلیل سنتی اقتصاد خرد، وقتی که بازارها تسویه می‌شوند، مقادیر عرضه‌شده و یا تقاضاشده تابعی از موجودی‌های اولیه و قیمت‌ها هستند. اگر مبادله در سطحی از قیمت اتفاق بیفتد که منجر به تسویه بازار نشود، در این صورت برخی از خریداران و یا برخی از فروشندگان قادر نیستند آنچه را مبادله کنند که مطلوب و دلخواهشان است. لذا در این وضعیت، افراد جیره‌بندی خواهند شد و دیگر بعید است که بتوانند هر آنچه را خریداری کنند که موجودی دارایی‌های اولیه آنها اجازه می‌دهد. اگر بازاری تسویه نشود، مقداری را که افراد قادرند در آن بازار مبادله کنند، کمتر از آن مقداری است که تمایل به مبادله آن دارند. در این حالت مقدار مبادله شده در بازار با استفاده از شرط حداقل تعیین می‌شود، به این مفهوم که مقدار مبادله شده همیشه برابر یکی از دو مقدار عرضه و تقاضای مؤثر خواهد بود که کمترین مقدار را دارد.

مطالعه بازار اعتبارات بانکی در ایران، حکایت از نابرابری عرضه و تقاضای اعتبارات بانکی داشته به طوری که همواره عرضه اعتبارات کمتر از تقاضا برای آن بوده است. این امر به معنای نبود تعادل در این بازار به معنای سنتی اقتصادی آن می‌باشد. در ادبیات کلاسیک اقتصاد، تقاضای وجوه قابل وام‌دهی، تابعی نزولی از نرخ بهره است، در حالی که عرضه وجوه توسط بانکها، تابع صعودی از نرخ بهره می‌باشد. بنابراین یک نرخ بهره تعادلی وجود خواهد داشت که در آن، تقاضا برای وجوه قابل وام‌دهی توسط نگاهها دقیقاً برابر عرضه بانکها و سایر مؤسسات مالی است و بازار تسویه می‌شود. در حالی که تجزیه و تحلیل سنتی تسویه بازار، پایه و اساس بسیاری از نتایج مطالعات نظری و تجربی در مورد رابطه بین اعتبارات بانکی و نرخهای بهره است، اما مطالعات اخیر بیانگر دلایلی تئوریک مبنی بر عدم تعادل در این

بازار می‌باشد. به طور مثال، طبق مسئله انتخاب نامتقارن که توسط استیگلیتز در 1981 مطرح شد، بانک‌ها به دلیل رفتار ریسک‌گریزی خود، با وجود نرخهای بهره بالا و تقاضای ثابت برای اعتبارات، اقدام به کاهش عرضه اعتبارات می‌کنند. زیرا در نرخهای بالای بهره، نسبت پروژه‌های با ریسک بالا در سبد وام‌دهی بانک‌ها بزرگتر از زمانی است که نرخ بهره پایین باشد. در چنین موقعیتی، بازده انتظاری وام‌ها تابعی یکنواخت از نرخ بهره اسمی وام‌ها نیست. در این حالت، افزایش نرخ بهره دو اثر متضاد بر روی ارزش انتظاری بازدهی بانکها دارد. اثر مستقیم این افزایش منجر به افزایش بازده انتظاری بانکها می‌شود و درآمد بالاتری را ایجاد می‌کند. اثر دوم اثر غیرمستقیم است که بازده انتظاری را کاهش می‌دهد، زیرا با نرخ بهره بالاتر بانکها، نسبت بیشتری از وام‌هایشان را در پروژه‌های ریسکی سرمایه‌گذاری می‌کنند. برای سطح مشخصی از نرخ بهره، اثر غیرمستقیم افزایش نرخ بهره از اثر مستقیم آن بالاتر است. انتخاب نامتقارن، توضیح می‌دهد که چرا بانکها تمایلی برای دریافت نرخهای بهره بالاتر ندارند، بنابراین نرخ بهره بانکی ممکن است پایین‌تر از نرخ بهره‌ای باشد که تقاضا و عرضه را با هم مساوی می‌کند، لذا این امر منجر به بروز جیره‌بندی در بازار اعتبارات خواهد شد.

زمانی که در اقتصاد یک کشور، نرخ بهره بانکی در سطحی پایین‌تر از نرخ حقیقی (پایین‌تر از نرخ تورم) قرار داشته باشد، تمایل افراد به استفاده از منابع بانکی افزایش می‌یابد. در این حالت، بانک‌ها از یک طرف به دلیل مواجه شدن با کمبود منابع مالی و از طرف دیگر به علت سرازیر شدن انبوه متقاضیان تسهیلات، با کندی و صرف زمانهای طولانی و ایجاد بوروکراسی‌های غیرضروری به اعطای تسهیلات می‌پردازند. چنین شرایطی مقدمات ایجاد رانت اقتصادی حاصل از دریافت تسهیلات ارزان قیمت بانکی را فراهم می‌کند و می‌تواند زمینه ظهور ثروت‌های بادآورده را برای دریافت‌کنندگان آن پدید آورد. این امر، در شرایطی که امکان استفاده از این تسهیلات، به دلیل سقف‌های اعتباری و سایر موانع برای همه متقاضیان آن فراهم نباشد، می‌تواند مبنای عدالت اجتماعی را نیز خدشه‌دار کند.

از آنجا که نرخ سود بانکی در ایران به صورت دستوری و اداری توسط شورای پول و اعتبار و با در نظر گرفتن شاخصهای کلی اقتصادی از جمله تورم تعیین می‌شود، در نتیجه تعیین نرخ سودبانکی مبتنی بر سازوکار عرضه و تقاضای بازار نیست و ممکن است بالاتر یا پایین‌تر از نرخ تعادلی تعیین گردد، لذا به دلیل عدم تعادل نرخ سود بانکی، در بازار عرضه و تقاضای اعتبارات نیز، عدم تعادل ایجاد شود و برای مطالعه این بازار می‌بایست از مدل‌های عدم تسویه استفاده کرد. در این راستا از مدل رگرسیون سوییچی که توسط کوانت مدلا (1974) و گلدفیلد کوانت (1990) توسعه یافته است، استفاده می‌شود.

در این مطالعه سعی خواهد شد عوامل مؤثر بر بازار اعتبارات بانکی در ایران شناسایی شود، سپس با فرض وجود عدم تعادل در این بازار، به شناسایی این نکته بپردازیم که از بین دو عامل عرضه و تقاضای بانکی کدام یک عامل محدودکننده بوده و مقدار کمتری را در این بازار داشته است. از این رو، با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به دوره زمانی 1353 تا 1383 در ایران، با تخمین مدل رگرسیون

سویچی<sup>1</sup> برای بازار اعتبارات بانکی، رژیم‌های مازاد عرضه یا تقاضا را شناسایی می‌کنیم. اما، سؤال اساسی که این پژوهش در صدد پاسخگویی به آن می‌باشد، این است که آیا عرضه اعتبارات بانکی، با فرض وجود عدم تعادل، عامل محدودکننده بازار اعتبارات بانکی می‌باشد؟

این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، به بررسی مبانی نظری الگوهای عدم تعادل و به طور اخص رگرسیون‌های سویچی می‌پردازیم. به این منظور پس از مروری مختصر بر مدل‌های عدم تعادل و تاریخچه کاربرد این الگوها، نگاهی به سوابق تحقیقات صورت گرفته در این زمینه خواهیم داشت. در بخش چهارم پژوهش، ساختار مدل و متغیرهای مؤثر بر عرضه و تقاضای اعتبارات در ایران ارائه شده است. در بخش پنجم نیز با استفاده از داده‌های آماری مربوط به دوره زمانی 1353 تا 1383، یک مدل رگرسیون سویچی را تخمین می‌زنیم، و در انتها به ارائه نتایج و پیشنهادات خواهیم پرداخت.

### 1. مبانی نظری الگوهای عدم تعادل (رگرسیون‌های سویچی)

تعادل به عنوان یکی از مهم‌ترین مفاهیم اقتصادی، به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن، تمایلی به تغییر عوامل اقتصادی وجود نداشته و اقتصاد در یک حالت آرامش<sup>2</sup> قرار داشته باشد. در یک بازار رقابتی، تعادل از برابری عرضه و تقاضا حاصل می‌شود، اما مشخص است که تعادل در یک بازار، حالتی است که به ندرت اتفاق می‌افتد و بازارها اغلب در حالت عدم تعادل به سر می‌برند. عدم تعادل، به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن، مقادیر عرضه و تقاضا با هم برابر نباشد و مقدار تحقق یافته  $Q$  توسط طرف کوچکتر بازار تعیین شود.

اولین تحلیل از مدل‌سازی بازارهای همراه با عدم تعادل، توسط فیئر و جافی (Fair and Jaffee, 1972) انجام شد. این دو نفر، تحلیل خود را با ارائه مدل زیر شروع می‌کنند:

$$D_t = \alpha_1 P_t + X'_{1t} \beta_1 + u_{1t} \quad (1)$$

$$S_t = \alpha_2 P_t + X'_{2t} \beta_2 + u_{2t} \quad (2)$$

در این دو معادله،  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  پارامتر،  $P_t$  قیمت،  $X'_{1t}$  بردار متغیرهای توضیحی مؤثر بر تقاضا،  $X'_{2t}$  بردار متغیرهای توضیحی مؤثر بر عرضه، و  $\beta_1$  و  $\beta_2$  بردار پارامترها می‌باشند. فرض می‌کنیم که  $D_t$  و  $S_t$  در زمان  $t$  غیرقابل مشاهده، اما  $X_{1t}$  و  $X_{2t}$  قابل مشاهده هستند. در حالت تعادلی، عرضه و تقاضا برابر و  $Q_t = D_t = S_t$  است. دو معادله فوق با استفاده از سیستم معادلات همزمان قابل حل می‌باشد. فیئر و جافی برای تحلیل حالت عدم تعادل، به جای شرط برابری عرضه و تقاضا از معادله زیر استفاده نمودند:

$$Q_t = \min(D_t, S_t) \quad (3)$$

1. Switching regression

2. rest

این معادله فرض اساسی مدل‌های عدم تعادل است که در آن متغیر  $Q$  بیانگر مقدار تحقق یافته مشاهده شده در زمان  $t$  است. این معادله امکان برقراری حالتی را فراهم می‌کند که قیمت کالای مبادله شده، کاملاً انعطاف‌پذیر نیست و جیره‌بندی رخ می‌دهد. لذا مقدار مبادله شده در بازار برابر طرف کوچکتر عرضه یا تقاضاست. چنانچه  $D_t > S_t$  باشد، مقدار  $Q_t$  مشاهده شده مربوط به تابع عرضه و اگر  $D_t < S_t$  باشد، مقدار مشاهده شده به تابع تقاضا مربوط می‌باشد. تصریح و برآورد توابع مربوط به عرضه و تقاضا در بازارهای مبتنی بر عدم تعادل، دارای مشکلات زیادی است زیرا از آن جایی که مقادیر تقاضاشده و عرضه‌شده به طور مستقیم مشاهده نشده‌اند و فقط حداقل آن‌ها مشاهده گردیده است، تخمین پارامترهای این معادلات، باید با داده‌های ناقص صورت بگیرد. حتی اگر هم بدانیم که کدام مشاهده مربوط به معادله تقاضاست و کدام به معادله عرضه تعلق دارد، باز هم نمی‌توان این معادلات را با روش‌هایی چون حداقل مربعات معمولی تخمین زد، زیرا باقیمانده‌ها در این نمونه‌های ناقص دارای میانگین صفر نمی‌باشند. لذا یکی از فروض اساسی روش  $OLS$  در این الگوها نقض می‌گردد. فیر و جافی برای تحلیل مدل‌های عدم تعادل، به ارائه سه نوع الگو پرداخته‌اند. الگوی اول که یک الگوی عدم تعادل ساده است شامل معادلات (1) تا (3) می‌باشد و در آن قیمت به طور برونزا و به روش نامعین تعیین می‌شود. الگوی دوم شامل معادلات (1) تا (3) و معادلات زیر می‌باشد:

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} > 0 \quad \text{if } D_t > S_t$$

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} < 0 \quad \text{if } D_t < S_t$$

این الگو بر مبنای این قاعده است که در دوره مازاد تقاضا، قیمت باید رو به افزایش و در دوره مازاد عرضه رو به کاهش داشته باشد. بنابراین جهت تغییر قیمت را که قابل مشاهده است می‌توان برای تشخیص مشاهدات عرضه و تقاضا به کار برد. در این جا تغییر قیمت به  $D$  و  $S$  بستگی داشته و  $P_t$  با  $U_{1t}$  و  $U_{2t}$  همبسته می‌شود. در این حالت، برآوردکننده‌های جداگانه حداقل مربعات معمولی برای ضرایب معادلات عرضه و تقاضا، پس از تفکیک نمونه، ناسازگار خواهند بود و میانگین باقیمانده‌ها نیز در این حالت صفر نیست و لذا دو فرض اساسی از فروض حداقل مربعات نقض می‌گردد.

الگوی سوم فیر و جافی که به آن الگوی مقداری تعمیم‌یافته گفته می‌شود شامل معادلات (1) تا (3) و رابطه زیر می‌باشد:

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} = \gamma(D_t - S_t)$$

که در آن، تغییر قیمت متناسب با اضافه تقاضاست و  $\gamma$  سرعت تعدیل می‌باشد. بسط معادله تعدیل قیمت فوق، به شرط آن است که یک شوک تصادفی به آن اضافه شود. در این حالت رابطه مشخصی بین متغیرهای  $D$ ،  $S$  و  $P$  وجود نداشته و تغییر در قیمت نمی‌تواند به طور دقیق نشان‌دهنده تعلق یک مشاهده به عرضه یا تقاضا باشد. فیر و جافی برای تخمین این معادله از روش  $OLS$  و روش

حداقل مربعات دومرحله‌ای استفاده کردند که مطالعات بعدی نشان داد به علت وجود همبستگی سریالی بین اجزای اخلاص، کاربرد این دو روش مناسب نیست. روش مورد استفاده دیگر برای تحلیل مدل‌های عدم تعادل، روش حداکثر راستنمایی<sup>1</sup> بر مبنای روش رگرسیون‌های سویچی است که توسط نلسون و مدلا (Nelson & Madella, 1974) معرفی شده است. در این روش فرض می‌شود که مشاهدات مربوط به متغیر وابسته (در اینجا  $Q_t$ ) می‌تواند به دو رژیم مختلف (مانند رژیم عرضه یا رژیم تقاضا) تعلق داشته باشد که هر یک از این دو رژیم، دارای قانون توزیع احتمال متفاوتی می‌باشند. از آن جا که مقدار اولیه  $P_t$  برونزا فرض می‌شود، می‌توان دو معادله (1) و (2) را به صورت زیر بیان کرد:

$$D_t = X\beta_1 + u_{1t} \quad (4)$$

$$S_t = X\beta_2 + u_{2t} \quad (5)$$

$$Q_t = \min(D_t, S_t)$$

در این دو معادله  $X$  بردار متغیرهای توضیحی مؤثر بر عرضه و تقاضا،  $\beta_1$  و  $\beta_2$  بردار پارامترهای تخمینی و  $u_1$  و  $u_2$  باقیمانده‌ها می‌باشند. فرض می‌شود  $(u_1, u_2)$  به صورت دو به دو با بردار میانگین صفر و ماتریس واریانس کوواریانس  $\Sigma$  و به صورت نرمال توزیع شده است.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12} & \sigma_{1u} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22}^2 & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_{2u} & 1 \end{bmatrix}$$

در این حالت، شرط  $D < S$  می‌تواند به این شکل نوشته شود:

$$X\beta_1 + u_{1t} < X\beta_2 + u_{2t}$$

$$X\left(\frac{\beta_1 - \beta_2}{\sigma}\right) - \left(\frac{u_1 - u_2}{\sigma}\right) > 0$$

لذا

$$Q = D \quad \text{if} \quad X\left(\frac{\beta_1 - \beta_2}{\sigma}\right) - \left(\frac{u_1 - u_2}{\sigma}\right) > 0 \quad (6)$$

$$Q = S \quad \text{if} \quad X\left(\frac{\beta_1 - \beta_2}{\sigma}\right) - \left(\frac{u_1 - u_2}{\sigma}\right) < 0 \quad (7)$$

به طوری که

$$\sigma^* = \text{var}(u_1 - u_2) = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}$$

### 1. Maximum Likelihood

$$u = \frac{u_1 - u_2}{\sigma}$$

همچنین فرض می‌کنیم که  $\text{var}(u) = 1$  باشد. مدل ارائه شده با معادلات (4) تا (7) یک مدل رگرسیون سوییچی نامیده می‌شود. اگر  $\sigma_{1u} = \sigma_{2u} = 0$ ، آن گاه با یک مدل برونزای سوییچی و اگر غیرصفر باشند با یک مدل درونزای سوییچی مواجه هستیم. در حالتی که تفکیک نمونه‌ای نامشخص است یعنی زمانی که نمی‌دانیم متغیر مشاهده شده به کدام رژیم تعلق دارد، باید ابتدا پارامترهای مربوط به هر دو تابع را تخمین بزنیم و سپس احتمال اینکه هر مشاهده مربوط به تابع عرضه است و یا تقاضا را مشخص کنیم.

### 1-1. تخمین مدل رگرسیون سوییچی در حالت نامشخص بودن تفکیک نمونه‌ای

نامشخص بودن تفکیک نمونه‌ای، به حالتی اطلاق می‌شود که تعلق مقدار  $Q$  مبادله شده در بازار به تابع عرضه و یا تقاضا معلوم نیست. این امر دلالت بر این نکته دارد که ما باید تنها با اطلاعات مربوط به مقدار مبادله شده و متغیرهای توضیحی، پارامترهای مربوط به هر دو تابع عرضه و تقاضا را تخمین بزنیم. در این حالت فرض می‌کنیم که در مدل عرضه و تقاضای فوق، احتمال اینکه مشاهده  $t$  متعلق به تابع تقاضا باشد، عبارت است از:

$$\lambda_t = \text{Prob}(D_t < S_t) = \text{Prob}(u_{1t} - u_{2t} < X_{1t}\beta_1 - X_{2t}\beta_2) \quad (8)$$

فرض می‌کنیم تابع چگالی مشترک  $u_1$  و  $u_2$  برابر  $f(u_1, u_2)$  و چگالی مشترک  $D$  و  $S$  برابر  $g(D, S)$  باشد. اگر مشاهده  $t$  به تابع تقاضا تعلق داشته باشد، آنگاه می‌دانیم که  $D_t = Q_t$  و  $S_t > Q_t$ . بنابراین:

$$h(Q_t \setminus Q_t = D_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t) dS_t / \lambda_t \quad (9)$$

$\lambda_t$  در معادله فوق، ضریب تعدیل می‌باشد. به طریق مشابه اگر مشاهده  $t$  به تابع عرضه تعلق داشته باشد،  $S_t = Q_t$  و  $D_t > Q_t$ . آنگاه:

$$h(Q_t \setminus Q_t = S_t) = \int_{Q_t}^{\infty} g(D_t, Q_t) dD_t / (1 - \lambda_t) \quad (10)$$

در این صورت تابع چگالی غیر شرطی  $Q$  برابر است با:

$$h(Q_t) = \lambda_t h(Q_t \setminus Q_t = D_t) + (1 - \lambda_t) h(Q_t \setminus Q_t = S_t)$$

$$= \int_{Q_t}^{\infty} g(Q_t, S_t) dS_t + \int_0^{\infty} g(D_t, S_t) dD_t \quad (11)$$

در این حالت، تابع حداکثر راستنمایی عبارت است از:

$$L = \prod_{t=1}^T h(l_t)$$

فروض معمول عبارتند از اینکه  $(u_{1t}, u_{2t})$  مشترکاً با میانگین صفر و کوواریانس  $\Sigma$  توزیع شده‌اند و به طور موقت غیر وابسته هستند. در این مورد فرض می‌کنیم  $\sigma_{12} = 0$  است، آنگاه معادله (11) را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$h(Q_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(Q_t - X\beta_1)^2}{\sigma_1^2}\right\} \left\{1 - \Phi\left(\frac{Q_t - X\beta_2}{\sigma_2}\right)\right\} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(Q_t - X\beta_2)^2}{\sigma_2^2}\right\} \left\{1 - \Phi\left(\frac{Q_t - X\beta_1}{\sigma_1}\right)\right\} \quad (12)$$

اثبات می‌شود که تخمین حداکثر درستنمایی معادله (11) دارای سازوکاری قوی تحت شرایط استاندارد می‌باشد. دو معادله (11) و (12) برای تخمین پارامترهای  $\beta_1$  و  $\beta_2$  در معادلات عرضه و تقاضای فوق به کار می‌رود.

## 2. مطالعات تجربی

اغلب مطالعات انجام شده در زمینه بازار اعتبارات بانکی، به بررسی این نکته می‌پردازند که آیا کاهش مشاهده شده در اعتبارات اعطایی بانک‌ها در کشورهای مختلف از سمت تقاضای بازار وام‌های بانکی نشأت گرفته است یا از سمت عرضه این بازار. برنانک و گرتلر (Bernanke & Gertler, 1995) برای شناسایی عامل محدودکننده بازار، کاربرد یک روش تحلیلی را توصیه می‌کنند، به این ترتیب که به عنوان یک راه‌حل ساده برای شناسایی منبع کاهش وام‌های اعطاشده می‌توان فاصله بین نرخ تسهیلات اعطایی بانک‌ها و نرخ بازدهی دارایی‌های بدون ریسک را مطالعه کرد. چنانچه وام‌های بانکی اعطاشده کاهش یافته ولی فاصله بین این دو نرخ زیاد شده باشد، آنگاه تقاضا برای وام‌ها نمی‌تواند بیشتر از عرضه اعتبارات کاهش یافته باشد. اگنور و دیگران (Agenor et al, 2000) برای بررسی کاهش مشاهده شده در اعتبارات کشور تایلند، از یک روش دومرحله‌ای استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان می‌دهد که عوامل سمت عرضه، نقش مهمی در کاهش میزان اعتبارات اعطاشده در این کشور طی سال‌های مورد بررسی داشته‌اند. بازاربسیگلو (Pazarbasiglu, 1996) با استفاده از یک مدل عدم تعادل، به مطالعه بازار اعتبارات بانکی کشور فنلاند، بعد از بحران اعتباری 1991-92 می‌پردازد. وی یک مدل عدم تعادل برای عرضه و تقاضای اعتبارات تخمین می‌زند و به این نتیجه می‌رسد که کاهش



مشاهده شده در وام‌دهی بانک‌ها، عمدتاً در واکنش به کاهش‌های ادواری در تقاضای اعتبارات بوده است.

کاربردهای دیگری از مدل عدم تعادل توسط گوش و گوش (Ghosh & Ghosh, 2000)، برای کشورهای کره و اندونزی صورت گرفته است. این دو نفر در پژوهش خود، پس از تخمین توابع عرضه و تقاضای اعتبارات، برای هر دوره به شناسایی عامل محدودکننده (عرضه و یا تقاضا) پرداخته‌اند. آنها شواهدی را یافتند در مورد اینکه هر دو عامل عرضه و تقاضا در بحران اعتباری آسیای شرقی (حداقل در کره و اندونزی) نقش داشته‌اند. به این صورت که کاهش وام‌دهی به بخش خصوصی در ابتدا باعث کاهش عرضه اعتبارات بانکی و در مرحله بعد، منجر به کاهش تقاضای اعتبارات شده است. بنگ و یینگ (Beng & Ying, 2001) ساختار عدم تعادل را برای تعیین این مسئله به کار بردند که کاهش شدید اعتبارات و مزایای پرداختی در سیستم بانکی مالزی در زمان بحران ارزی این کشور، تا چه حد می‌تواند به نابسامانی بازار اعتبارات این کشور نسبت داده شود. آنها دوره بحران اعتباری این کشور را از جولای 1997 تا مارس 1999 تشخیص دادند. کیم (Kim, 1999) یک چارچوب عدم تعادل را برای مطالعه بحران مالی کره به کار برد. وی به این نتیجه رسید که شواهد قانع‌کننده‌ای از نقش کانال اعتباری در ایجاد بحران مالی در کشور کره جنوبی وجود دارد. به علاوه، وی شواهدی قوی از این نکته ارائه می‌دهد که کاهش قابل توجه اعتبارات بانکی در این کشور، عمدتاً در اثر یک کاهش شدید در عرضه وام‌های بانکی رخ داده که علت آن وجود قوانین و مقررات مربوط به سرمایه بانک‌ها بوده است. اخیید (Ikhide, 2003) در مطالعه دیگری، به بررسی عوامل اصلی تعیین‌کننده اعتبارات بانکی در اقتصاد نامیبیا پرداخته و با استفاده از یک مدل رگرسیون سویچی نشان داده است که طرف عرضه، عامل محدودکننده در این بازار بوده است. استفاده از روش رگرسیون سویچی در ایران، سابقه طولانی ندارد و فقط خیابانی (1378) از این روش برای توضیح رفتار واردات در ایران استفاده کرده است.

### 3. ساختار مدل

در این مقاله، فرض می‌شود که عرضه حقیقی اعتبارات توسط بانک‌های تجاری به متغیرهایی از قبیل نرخ سود سپرده‌های بانکی حقیقی ( $BRL_t$ )، سپرده‌های قانونی حقیقی ( $D_t$ )، حجم پول حقیقی ( $M_t$ )، پایه پولی حقیقی ( $h_t$ ) و سپرده‌های حقیقی بانک‌ها نزد بانک مرکزی ( $R_t$ ) بستگی دارد. نرخ سود سپرده‌های بانکی نشان‌دهنده میزان سوددهی عملیات وام‌دهی است و انتظار می‌رود که با ثبات سایر عوامل دارای اثر مثبت روی عرضه اعتبارات باشد. سپرده‌های قانونی بیانگر بخشی از سپرده‌های بانکی است که طبق قانون، نزد بانک مرکزی نگهداری می‌شود و هر چه مقدار آن بیشتر باشد، از میزان منابع

قابل وام‌دهی بانک‌ها کاسته می‌شود و لذا انتظار می‌رود که رابطه بین سپرده‌های قانونی و عرضه اعتبارات منفی باشد. در شرایط تعادلی بودن بازار اعتبارات بانکی و فقدان موانع تسویه بازار، انتظار داریم که با افزایش حجم پول و پایه پولی بر میزان اعتبارات اعطایی بانک‌ها افزوده گردد. در چنین شرایطی، رابطه مورد انتظار بین سپرده‌های حقیقی بانک‌ها نزد بانک مرکزی و عرضه اعتبارات بانکی نیز رابطه‌ای منفی خواهد بود، زیرا همانطور که در مورد سپرده‌های قانونی بیان گردید، افزایش این سپرده‌ها باعث کاهش منابع بانکی برای اعطای اعتبارات بیشتر خواهد شد. علاوه بر این، در مدل تخمین زده شده، یک متغیر موهومی نیز برای سال 1374 در نظر گرفته شده است. این سال مقارن با آغاز برنامه دوم توسعه و پی‌گیری سیاست انقباضی پولی توسط دولت بود. انتظار می‌رود که علامت این متغیر در مدل منفی باشد. بنابراین تابع عرضه اعتبارات را می‌توان به این شکل بیان کرد:

$$L_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \alpha_2 I_t + \alpha_3 h_t + \alpha_4 M_t + \alpha_5 R_t + d v \varphi \quad (13)$$

در مدل تقاضای اعتبارات بانکی، به صورت تابعی از نرخ سود بانکی حقیقی ( $BRL_t$ ) و مانده سپرده‌های حقیقی دوره قبل ( $CR_{t-1}$ ) در نظر گرفته شده است. انتظار می‌رود که تقاضای اعتبارات دارای رابطه منفی با نرخ سود بانکی حقیقی باشد، زیرا متقاضیان وام‌های بانکی با افزایش این نرخ پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند. همچنین رابطه انتظاری بین سپرده‌های حقیقی دوره قبل و تقاضای اعتبارات بانکی یک رابطه مثبت است. به علاوه، در این رابطه نیز تأثیر متغیر موهومی مربوط به سال 1374 (پیگیری سیاست انقباضی پولی) بر تقاضای اعتبارات بانکی سنجیده می‌شود. لذا می‌توان این رابطه را این‌گونه نوشت:

$$L_t^d = \beta_0 + \beta_1 I_t + \beta_2 CR_t(-1) + d v \varphi \quad (14)$$

این مطالعه با استفاده از آمارهای سالانه مربوط به ایران در دوره 1353 تا 1383 انجام گرفته است. گردآوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و با استفاده از اطلاعات بانک مرکزی بوده است.

#### 4. تخمین مدل

یک کاهش در حجم اعتبارات واقعی می‌تواند به کاهش در عرضه اعتبارات ( $L_t^s$ ) و یا کاهش در تقاضای اعتبارات ( $L_t^d$ ) و یا هر دو نسبت داده شود. در اینجا یک مسئله کلیدی، تشخیص این نکته است که آیا تغییرات مشاهده شده در اعتبارات بخش خصوصی واقعی را باید به تغییرات مربوط به تابع عرضه نسبت داد و یا به تغییرات مربوط به تابع تقاضای اعتبارات. می‌توان تشخیص این مسئله را با به کار بردن یک ساختار رگرسیون سویچی مورد بررسی قرار داد. معادلات (13) و (14) را به این شکل بازنویسی می‌کنیم:

$$L_t^s = \alpha X_{1t} + U_{1t} \quad , \quad U_{1t} \sim N(0, \sigma_{11}) \quad (15)$$

$$L_t^d = \beta X_{vt} + U_{vt} \quad , \quad U_{vt} \sim N(0, \sigma_{..}) \quad (16)$$

که  $corr(U_{vt}, U_{vt}) = \rho_{..}$  و  $X_{vt}$  و  $X_{vt}$  بردارهای متغیرهای برونزا و  $U_{vt}$  و  $U_{vt}$  باقی‌مانده‌ها می‌باشند. در صورت فرض تسویه سریع بازار وام‌های بانکی، نرخ بهره باعث تعادل عرضه و تقاضای اعتبارات می‌شود. با این وجود، همان‌گونه که قبلاً بحث شد، ممکن است که نرخ بهره به سرعت تعدیل نشود و تا حدی جیره‌بندی اعتبارات به وجود آید و از آنجا که در این حالت عدم تعادل وجود خواهد داشت، عرضه و تقاضای اعتبارات با هم برابر نخواهند بود. مقدار (مشاهده شده) سطح واقعی اعتبارات برابر با این عبارت خواهد شد:

$$L_t = \min(L_t^s, L_t^d)$$

با فرض نبود اطلاعات کافی در مورد فرآیند تعدیل قیمت‌ها و نیز این فرض که خطاها، متغیرهای تصادفی با توزیع نرمال می‌باشند؛ مدل، احتمال متعلق بودن هر یک از مشاهدات را به رژیم عرضه و یا رژیم تقاضا مشخص می‌کند. در یک مدل رگرسیون سویچگی برونزا، جداکردن رژیم‌های عرضه و تقاضا در خارج از ساختار مدل تعیین می‌گردد. حال دو حالت ممکن است به وجود بیاید. اول زمانی که یک متغیر شاخص مشاهده شده مانند  $S_t$  وجود داشته باشد، به نحوی که اگر رژیم (1) برقرار باشد، این متغیر شاخص برابر یک و اگر رژیم (0) برقرار باشد، برابر صفر شود. دوم حالتی که هیچ شاخص جداکننده‌ای وجود ندارد و مشخص است که برای یک مشاهده مشخص، کدام رژیم برقرار است. در مدل سویچگی برونزا یک معادله اضافی برای شاخص جداکننده وجود دارد و بر یک مدل جداکننده قوی‌تری دلالت می‌کند.

در این مقاله، با به کار بردن یک مدل رگرسیون سویچگی برونزا، با استفاده از نرم افزار TSP4.43 به تخمین مدل عرضه و تقاضای اعتبارات برای دوره 1353-1383 در شرایط عدم تسویه بازار اعتبارات پرداختیم. نتایج حاصل از این تخمین، به این صورت می‌باشد:

جدول-1. تابع عرضه اعتبارات

نام متغیر	آماره آزمون <i>t student</i>	تخمین
ثابت	6/14	369/4
نرخ حقیقی سود بانکی	7/33	11/86
سپرده‌های حقیقی قانونی	0/57	-2/35

## ادامه جدول-1.

نام متغیر	آماره آزمون <i>t student</i>	تخمین
پایه پولی حقیقی	-5/53	-1/2
حجم پول حقیقی	1/92	0/21
سپرده حقیقی بانکها نزد بانک مرکزی	5/07	1/5
متغیر موهومی مربوط به سال 74	-0/98	-44/25

## جدول-2. تابع تقاضای اعتبارات

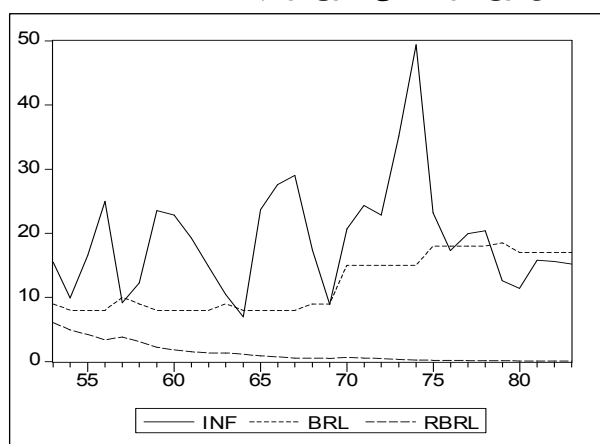
نام متغیر	آماره آزمون <i>t student</i>	تخمین
ثابت	-0/76	-76/5
نرخ حقیقی سود بانکی	-0/819	-8/6
مانده حقیقی سپرده‌های دوره قبل	1/77	0/29
متغیر موهومی مربوط به سال 74	-0/20	-0/57

با توجه به تابع عرضه، مشاهده می‌کنیم در طی دوره موردنظر، همانطور که انتظار می‌رود، عرضه دارای رابطه مثبت با نرخ سود بانکی است و این متغیر در سطح احتمال 0/95 معنی‌دار است. همینطور رابطه عرضه و سپرده‌های قانونی بانکها نزد بانک مرکزی، مطابق انتظار منفی می‌باشد، هر چند که معنی‌داری این رابطه چندان بالا نیست. رابطه عرضه اعتبارات با حجم پول حقیقی مثبت و در سطح 90٪ معنی‌دار، و با پایه پولی حقیقی منفی است. همچنین رابطه بین سپرده‌های حقیقی بانکها نزد بانک مرکزی و اعتبارات اعطایی، یک رابطه مثبت و معنی‌دار است. نتایج به دست آمده را می‌توان به عنوان دلیلی از حاکم‌بودن شرایط عدم تسویه در بازار اعتبارات بانکی تفسیر کرد، به گونه‌ای که در این شرایط محتمل است که رابطه موردانتظار بین متغیرهای اقتصادی و عرضه اعتبارات برقرار نباشد. تابع تخمین زده شده مربوط به تقاضای اعتبارات بانکی، بیانگر وجود رابطه‌ای مثبت بین مانده سپرده‌های حقیقی دوره قبل و تقاضای اعتبارات است. رابطه میان تقاضا و نرخ سود حقیقی بانکی، مطابق انتظار یک رابطه منفی است ولی از معنی‌داری بالایی برخوردار نیست. همچنین متغیر موهومی مربوط به سال 74 نیز از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی در مدل برخوردار نمی‌باشد.

نکته مهم در تخمین تابع تقاضا، بی‌معنی بودن رابطه تقاضای اعتبارات و نرخ سود بانکی طی دوره موردنظر است، در صورتی که رابطه عرضه و نرخ سود کاملاً معنی‌دار است. این امر، نشان می‌دهد در طی دوره مورد مطالعه، عامل محدودکننده، طرف عرضه بوده و تقاضا برای اعتبارات همواره بزرگتر از

عرضه آن بوده است. می‌توان یک علت این امر را در پایین بودن نرخ سود بانکی طی این سالها جستجو کرد. در نمودار (1) می‌توان رابطه میان نرخ سود بانکی و نرخ تورم را طی دوره موردنظر بررسی کرد. این نمودار نشان می‌دهد در طی سالهای اخیر به علت سطح تورم بالا در کشور، نرخ سود بانکی حقیقی پایین بوده است.

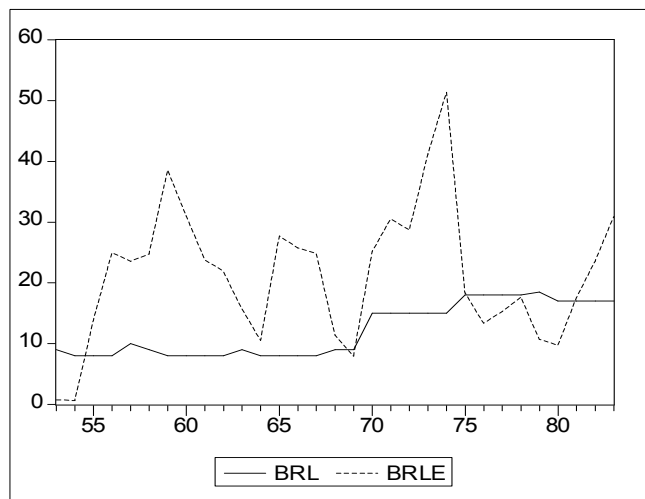
نمودار-1. رابطه بین نرخ سود بانکی و نرخ تورم



تورم: *inf* - نرخ سود بانکی بلندمدت: *BRL* - نرخ سود بانکی حقیقی: *RBRL*

در مرحله بعد، با استفاده از یافته‌های تحقیق، اقدام به تعیین نرخ سود بانکی تعادلی کرده‌ایم که منجر به تسویه‌شدن بازار اعتبارات بانکی در طی دوره موردنظر شده است. برای بدست‌آوردن این نرخ، متغیرهای معنی‌دار هر دو معادله را به همراه متغیر مربوط به نرخ سود بانکی در نظر گرفته و سپس مقدار تعادلی این نرخ را از برابر قراردادن توابع عرضه و تقاضا به دست آوردیم. نمودار (2) مقایسه‌ای از این نرخ سود بانکی متعادل‌کننده بازار و نرخ سود واقعی مشاهده شده در طی سال‌های 1383-1353 ارائه می‌دهد. همانگونه که مشاهده می‌گردد، به غیر از سال‌های 1381-1375 در اکثر سال‌های این دوره، نرخ سود واقعی پایین‌تر از نرخ سود تعادلی بوده است. این امر نیز بیانگر پایین نگه داشته شدن نرخ سود بانکی و لذا دلیلی برای ایجاد مازاد تقاضا و محدودیت سمت عرضه بازار اعتبارات بانکی است.

نمودار-2. نرخ سود واقعی و تعادلی بانکی



$BRL$ : نرخ سود واقعی     $BRLE$ : نرخ سود تعادلی

### 5. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

در این مطالعه با بررسی بازار اعتبارات بانکی ایران در طی سالهای 1353-1383، به تخمین توابع عرضه و تقاضای اعتبارات بانکی پرداختیم. برای این منظور، اثر متغیرهای نرخ سود سپرده‌های بانکی حقیقی ( $BRL_t$ )، سپرده‌های قانونی حقیقی ( $D_t$ )، حجم پول حقیقی ( $M_t$ )، پایه پولی حقیقی ( $h_t$ )، سپرده‌های حقیقی بانک‌ها نزد بانک مرکزی ( $R_t$ ) و مانده سپرده‌های حقیقی دوره قبل ( $CR_{t-1}$ ) را بر عرضه و تقاضای اعتبارات مطالعه کردیم. نتایج حاصل از تخمین مدل نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ سود بانکی حقیقی، حجم پول حقیقی و سپرده‌های حقیقی بانک‌ها نزد بانک مرکزی دارای رابطه معنی‌دار مثبت و سپرده‌های قانونی و پایه پولی دارای رابطه معنی‌دار منفی با متغیر عرضه اعتبارات بانکی می‌باشند. از سوی دیگر تخمین تابع تقاضا، بیانگر وجود رابطه مثبت میان مانده سپرده‌های حقیقی دوره قبل و تقاضای اعتبارات است. در انتها، تخمین‌های صورت گرفته، نشان‌دهنده بی‌معنی بودن رابطه تقاضای اعتبارات و نرخ سود بانکی در طی دوره موردنظر می‌باشد، در صورتی که رابطه عرضه و نرخ سود بانکی کاملاً معنی‌دار است. این امر، نشان می‌دهد عامل محدودکننده بازار اعتبارات بانکی، طرف عرضه بوده است که همواره مقدار کمتری نسبت به سمت تقاضا در این بازار داشته است. در پایان نیز با توجه به نتایج حاصل از تحقیق و تخمین‌های به دست آمده از ضرایب، به تخمین نرخ سود تسویه‌کننده بازار در طی دوره مورد بحث پرداختیم. تخمین حاصل نیز بیانگر

پایین‌بودن نرخ واقعی سود بانکی در مقایسه با نرخ سود تعادلی است که تأیید دیگری از نتایج حاصل از تحقیق مبنی بر محدودبودن طرف عرضه بازار اعتبارات بانکی در ایران است. با توجه به یافته‌های فوق، به نظر می‌آید در نرخ‌های بهره پایین فعلی، تقاضای اعتبارات در مقابل تغییرات نرخ بهره حساس نیست و این تقاضا به مراتب بیشتر از عرضه اعتبارات است. در این راستا، افزایش عرضه اعتبارات همراه با فشارهای تورمی بیشتر خواهد بود. لذا شاید راه حل، کاهش نرخ تورم و در نتیجه افزایش نرخ بهره حقیقی باشد تا تعادل در بازار اعتبارات بدون افزایش فشارهای تورمی برقرار گردد و در کنار آن، تخصیص احتمالی نامناسب فعلی اعتبارات نیز که حاصل صف طولانی تقاضای آن است، تصحیح شود.

## منابع

- خیابانی، ناصر(1378)، تعیین رژیمهای وارداتی در اقتصاد ایران یک تحلیل تجربی بر اساس مدل‌های عدم تعادل و رگرسیونهای سوییچی، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره 12.
- عبادی، جعفر و مونا چیت‌نیس(1378)، تحلیل الگوهای عدم تعادل در بازار کار(کارگاههای صنعتی کشور)، *مجله تحقیقات اقتصادی*، بهار و تابستان.
- Agénor, P., J. Aizenman, and A. Hoffmaister, (2000) "The Credit Crunch in East Asia: What Can Bank Excess Liquid Assets Tell Us?," *Working*
- Beng, G. W. and S. L. Ying, (2001) "Credit Crunch During a Currency Crisis," *ASEAN Economic Bulletin*, 18, pp. 176-192.
- Bernanke, B. and C. Lown, (1991) "The Credit Crunch," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 205-239.
- Bernanke, B. and M. Gertler, (1995) "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 27-48.
- Ghosh, S., and A.R. Ghosh (1999), East Asia in the Aftermath: Was there a credit crunch?, *Working paper WP/99/38, IMF*.
- Ikhide Sylvanus (2003): Was there a Credit Crunch in Namibia between 1996-2000? *Journal of applied economics*, vol. VI, no. 2
- Lung – Fei, Lee. (1997) Simulation of Dynamic Switching Regression and Dynamic Disequilibrium Models: some Monte Carlo Results, *Journal of Econometrics*.
- Maddala, G. S. and Nelson, Maximum Likelihood Methods for Markets in Disequilibrium Econometrics.
- Maddala, G. S. (1983), Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, New York, Cambridge University.
- Paper 7951, NBER.
- Pazarbasioglu, C., (1996) "A Credit Crunch: A Case Study of Finland the Aftermath of the Banking Crisis," *IMF Working Paper WP/96/135*.
- Quandt, R. (1991). *The Econometrics of Disequilibrium*, Basil Blackwell Press.