

金融自律化 與件下의 銀行貸出市場 構造變化에 관한 實證分析

金 東 源*

<目 次>	
I. 序	
II. 推定方法	
III. 模型設定과 假說	
IV. 推定結果	
參考文獻	

I. 序 論

1980년대를 통하여 금융자유화를 지향하는 金融制度의 전반적인 改革이 추진되어 왔지만, 銀行貸出市場에 있어서는 아직 주목할 만한 규제완화의 진전은 나타나지 않고 있다. 그럼에도 불구하고 巨視的 安定基調의 定着과 金利體系의 부분적인 자율화를 비롯한 金融制度 改革으로 나타난 金融構造의 變化가 여전히 規制下에 있는 銀行貸出市場에도 상당한 영향을 미치는 것은 불가피하다고 하겠다. 1980년대에 나타난 金融市場間의 統合化現象은¹⁾ 金利政策의 運營에 있어 市場要素들을 보다 증시하도록 하는 영향을 미칠 수 있으며, 자금공급기능의 증대와 더불어 금리에 보다 민감해지고 있는 企業金融行態의 變化는 銀行貸出資金需要에 변화를 가져올 수 있다. 또한 銀行 自體에 있어서도 金融의 證券化現象이 진전됨에 따라 자산구성형태에 변화가 있을 수 있다.

本研究는 금융자유화가 진행되는 금융 여건하에서 규제하에 있는 銀行貸出市場에 어떠한 구조적인 변화가 일어났는가를 실증분석을 통해 설명하고자 하는 데 목적이 있다. 은행대출시장이 金融制度에서 차지하는 중요성과 은행대출시장 자체의

* 水原大學

1) 金東源(1987)의 pp.29~30, pp.67~75에 상술.

구조적 특성으로 인해 어느 나라에 있어서나 은행대출시장에 대한 자율화가 金融自律化的 最終段階에서 이행되는 것이 일반적이다. 그러나 금융자율화의 여건하에서 은행대출시장의 구조변화가 현저하게 나타날수록 이러한 현상은 은행대출시장의 자율화이행에 대한 압력을 증대시키는 요인으로 작용하게 될 것이다. 따라서 은행대출시장의 구조적 변화를 포착하는 작업은 은행대출시장의 자율화 여건이 어느 정도 성숙했는가를 살펴볼 수 있는 研究의 現實的인 意義를 가지고 있다고 사료된다.

本論文은 다음과 같은 내용의 순서로 구성되어 있다. 2章에서는 우리나라의 은행대출시장이 이자율 규제하에서 신용할당이 이루어지는 전형적인 불균형시장임을 전제로 하여 본 연구에서 취하고 있는 不均衡模型을 측정하는 방법을 약술하였으며, 3章에서는 推定模型을 설정하고 다음 세 가지 사항에 대한 분석을 중점적으로 다루었다.

i) 은행대출시장의 수요함수와 공급함수에 있어 1970년대와 1980년대 간에 어떠한 구조변화가 있는가.

ii) 금리조정에 있어 1970년대와 1980년대 간에 어떠한 변화가 있는가. 구체적으로는 대출금리의 조정에 영향을 미치는 대출시장의 균형금리와 정책금리에 대한 각각의 조정속도에 있어 1970년대와 1980년대 간에 어떠한 변화가 있는가.

iii) 금융자율화가 진행됨에 따라 ii)의 각각의 조정속도가 동태적으로 어떠한 추이를 나타내는가.

4章에서는 3章의 분석결과를 토대로 하여 금융자율화의 여건하에서 나타난 銀行貸出市場의 構造變化를 특성짓고, 그러한 변화가 은행대출시장의 자율화 추진에 시사하는 바를 모색하는 것으로 결론을 짓고자 한다.

Ⅱ. 推定方法

1. 基本模型

Fair-Jaffee(1972)이래 발전되어온 不均衡市場에 대한 計量分析方法 중에서 우리나라 銀行貸出市場을 분석하는 데는 Bowden의 模型이 가장 적합한 것으로 보인다. Bowden(1978)의 模型은 통상의 部分價格調整方式을 不均衡市場模型에 도입한 것으로, 부분가격조정방식을 은행대출시장에 적용하면 현재의 이자율은 과거의 이자율(r_{t-1})과 현재의 균형이자율(r_t^*)의 가중평균치로 나타난다.

$$r_t = \mu r_{t-1} + (1 - \mu) r_t^* + \eta_t$$

여기서 가중치 μ 의 크기는 현재의 시장상태가 균형으로부터 벗어나 있는 상대적

인 정도를 의미한다.²⁾ 따라서 Bowden의 模型은 국가간이나 다른 기간의 표본간에 있어 시장균형에 접근하는 정도를 상대적으로 비교할 수 있는 長點을 가지고 있다.

금융자유화 여건하에서의 은행대출시장의 구조변화를 파악하기 위해 규제위주여건하의 1970년대와 자유화위주여건하의 1980년대간의 比較分析을 위주로 하고 있는 本研究에 있어서는 기본적으로 Bowden의 部分價格調整方式을 따랐다. 그러나 Bowden의 모형을 우리나라의 은행대출시장 분석에 적용하는 데는 Bowden의 모형이 상정하고 있는 은행대출시장과 우리나라의 은행대출시장 간에는 구조적으로 현저한 차이가 있다는 점을 고려하였다. 즉, Bowden의 모형에 있어서 은행대출시장의 불균형은 이자율의 균형이자율에 대한 느린 조정에 그 원인이 있다고 보고 있으나, 우리나라의 경우는 이자율과 신용배분에 대한 政府規制 自體에 직접적인 원인이 있다고 하겠다. 따라서 우리나라의 은행대출시장의 불균형 문제를 다루기 위해서는 政府의 金利規制自體가 고려되어야 한다. 이러한 金利規制의 문제를 반영한 銀行貸出市場의 基本模型은 다음의 (1)~(4)식과 같다.³⁾

$$L_t^d = \beta_0 r_t + X_t \beta + u_t \dots\dots\dots (1)$$

$$L_t^s = \gamma_0 r_t + Z_t \gamma + v_t \dots\dots\dots (2)$$

$$r_t - r_{t-1} = \theta_1 (r_t^* - r_{t-1}) + \theta_2 (\bar{r}_t - r_{t-1}) + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3)$$

$$L_t = \min[L_t^d, L_t^s] \dots\dots\dots (4)$$

L_t^d : 의도된 대출수요

L_t^s : 의도된 대출공급

X_t : 대출수요함수의 외생변수 Vector

Z_t : 대출공급함수의 외생변수 Vector

u_t, v_t, ε_t : 교란항, 각각 독립이고 white noise의 성질을 갖는다.

r_t^* : t 기의 균형이자율

\bar{r}_t : 政策利率

L_t : 실현된 대출

여기서 (3)식은 Bowden의 부분가격조정방식에 政府의 金利規制를 도입한 것으로 θ_1 과 θ_2 는 공히 0과 1 사이에 있으며($0 \leq \theta_1, \theta_2 \leq 1$), 각각 균형이자율과 규제이자율에 대한 금리조정속도를 의미한다.⁴⁾ 한편 (1), (2)식에서 균형이자율을 도출하

2) μ 값이 클수록 균형이자율에 의한 조정속도가 느리다는 것으로, 이는 현재의 시장상태가 균형으로부터 상대적으로 멀리 벗어나 있음을 의미한다.

3) 이하의 추정방법에 관한 基本模型은 Asako-Uchino(1987)을 주로 참조함.

4) 균형모형에서는 $\theta_1=1, \theta_2=0$ 이며, 완전한 불균형모형에서는 $\theta_1=0, \theta_2=1$ 이 됨.

면 (5)식과 같다.

$$r_t^* = \frac{1}{\beta_0 - \gamma_0} [Z_t \gamma + X_t \beta + v_t - u_t] \dots\dots\dots (5)$$

2. 需要量과 供給量의 識別方法

현실에서 관측되는 자료는 事後的인 貸出額이므로 (4)식에 있어 그 자체로는 초과수요기의 제약된 공급량인지 또는 초과공급기의 제약된 수요량인지를 식별할 수가 없다. 그 識別基準으로 $r_t \geq r_t^*$ 가 이용된다. 즉 초과수요기(초과공급기)에는 실제 대출이자율(r_t)이 균형이자율(r_t^*)보다 낮은(높은) 상태에 있으므로 관측된 자료는 제약된 공급량(수요량)으로 식별된다. (1), (2), (5)식으로부터 (6)식이 도출되고 (3)식을 다시 쓰면 $r_t - r_t^*$ 는 (7)식으로 고쳐진다. 한편 r_t^* 는 균형시장장을 전제로 한 것이므로 불균형시장모형에서는 모형 내에서만 성립할 뿐 관측이 불가능하다. 따라서 현 단계로서는 여전히 r_t^* 를 구해야 하는 문제가 남아 있다.⁵⁾

$$r_t \geq r_t^* : \text{초과공급기 } (\beta_0 < 0)$$

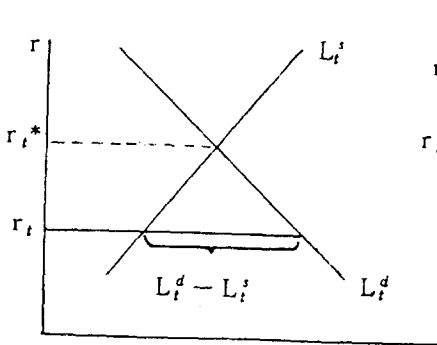
$$r_t < r_t^* : \text{초과수요기 } (r_0 > 0)$$

$$L_t^d - L_t^s = (\beta_0 - \gamma_0)(r_t - r_t^*) \dots\dots\dots (6)$$

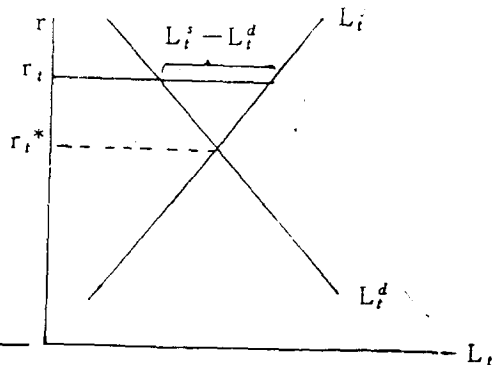
$$r_t - r_t^* = -\frac{1 - \theta_1}{\theta_1}(r_t - r_{t-1}) + \frac{\theta_2}{\theta_1}(\bar{r}_t - r_{t-1}) + \frac{\varepsilon_t}{\theta_1} \dots\dots\dots (7)$$

3. 需要函數와 供給函數의 推定

초과공급기($r_t \geq r_t^*$)에는 의도된 수요량(L_t^d)이 실제대출액(L_t)으로 포착되나, 초



<그림 1>



<그림 2>

5) 政策金利를 고려하지 않는 전통적인 이자율조정모형에서는 $\theta_2=0$ 이므로 $r_t - r_t^*$ 의 값은 $-\frac{1-\theta_1}{\theta_1}(r_t - r_{t-1})$ 에 의해 결정되고, 따라서 식별을 위해 r_t^* 를 별도로 구해야 할 필요성이 없다.

과수요기($r_t < r_t^*$)에는 의도된 수요량을 직접 포착할 수 없는 반면에 관측되는 자료인 실제대출액(L_t)은 제약된 공급액(L_t^s)이므로 이를 수요량과의 관계로 표현하면 (8)식과 같고, (6), (7)식을 (8)식에 대입하면 수요함수는 (9)식의 형태로 도출된다(〈그림 1 참조〉).

$$L_t = \begin{cases} L_t^d & : \text{초과공급기 } (r_t \geq r_t^*) \\ L_t^d - (L_t^d - L_t^s) & : \text{초과수요기 } (r_t < r_t^*) \end{cases} \dots\dots\dots (8)$$

$$L_t = \beta_0 r_t + X_t \beta + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} (\bar{r}_t - r_{t-1}) + u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t \dots\dots\dots (9)$$

(초과공급기에 $r_t - r_{t-1}$, $\bar{r}_t - r_{t-1}$, ε_t 는 각각 0이 된다)

한편 수요함수의 도출과 동일한 과정을 통해 공급함수는 (11)식이 도출된다(〈2〉, (6), (7)식을 (10)식에 대입, 〈그림 2〉 참조).

$$L_t = \begin{cases} L_t^s - (L_t^s - L_t^d) & : \text{초과공급기 } (r_t \geq r_t^*) \\ L_t^s & : \text{초과수요기 } (r_t < r_t^*) \end{cases} \dots\dots\dots (10)$$

$$L_t = \gamma_0 r_t + Z_t \gamma - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} (\bar{r}_t - r_{t-1}) + v_t + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t \dots\dots\dots (11)$$

(초과수요기에는 $r_t - r_{t-1}$, $\bar{r}_t - r_{t-1}$, ε_t 는 각각 0이 된다)

4. 聯立推定方法

銀行貸出市場이 매기에 연속적으로 불균형 상태에 있다고 한다면 利子率과 貸出需要와 供給의 크기는 聯立推定方法(simultaneous estimation method)을 통해 구해져야 한다.⁶⁾ 즉 앞에서 언급한 바와 같이 관측되는 자료(실제의 대출액)를 초과수요기와 초과공급기로 구분하기 위해 r_t^* 값을 먼저 찾아야 하고, r_t^* 에 의해 L_t^d 와 L_t^s 의 자료가 결정되어 다시 (12)~(14)식의 연립추정방법을 통해 각 변수의 추정계수값이 구해진다. (9)식과 (10)식을 다시 정리한 것이 각각 (12)식과 (13)식이며, (5)식을 (3)식에 대입하면 (14)식이 도출된다. 따라서 당초의 基本模型의 구조방정식 (1)~(3)식은 축약형(reduced form) 방정식으로 고쳐져 (12)~(14)식이 된 것이다. 한편 r_t^* 는 이론적으로 (1)~(2)식의 균형체계에 의한 (5)식으로 주어지나 실제 추정에 있어서는 (3)식으로부터 도출된 (18)식에서 구한다.

$$L_t^d = \beta_0 r_t + X_t \beta + (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) - (\beta_0 - \gamma_0)$$

6) Bowden(1978), p.164.

$$-\frac{\theta_2}{\theta_1}(\bar{r}_t - r_{t-1}) + \xi_t^d \dots\dots\dots (12)$$

$$L_t^s = \gamma_0 r_t + Z_t \gamma - (\beta_0 - \gamma_0) \frac{1 - \theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) + (\beta_0 - r_0) \\ - \frac{\theta_2}{\theta_1} (\bar{r}_t - r_{t-1}) + \xi_t^s \dots\dots\dots (13)$$

$$r_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) r_{t-1} + \frac{\theta_1}{\beta_0 - \gamma_0} (Z_t \gamma - X_t \beta) + \theta_2 \bar{r}_t + \xi_t^r \dots\dots\dots (14)$$

$$\xi_t^d = u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t \dots\dots\dots (15)$$

$$\xi_t^s = v_t + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t \dots\dots\dots (16)$$

$$\xi_t^r = \frac{\theta_1}{\beta_0 - \gamma_0} (v_t - u_t) + \varepsilon_t \dots\dots\dots (17)$$

$$r_t^* = \frac{1}{\theta_1} [r_t - (1 - \theta_1 - \theta_2) r_{t-1} - \theta_2 \bar{r}_t - \varepsilon_t] \dots\dots\dots (18)$$

그러나 (12)~(14)식에 의한 聯立推定方法에는 (12)~(14)식이 서로 독립이 아니며⁷⁾, 이에 따라 교란항인 (15)~(16)식의 同時分散—共分散行列(contemporaneous variance-covariance matrix)이 特異行列(singular matrix)이 되어 理論적으로는 推定이 불가능하다는 문제가 발생한다. 이러한 特異行列의 문제를 해결할 수 있다면 推定の 效率性을 높이기 위해 (12)~(14)식을 연립추정하는 것이 바람직하다. (12)~(14)식의 연립추정에 의한 特異行列의 문제를 해결하기 위해 수요함수와 공급함수의 각각 관측되지 않는 부분을 포착하는 네 일종의 測定上的 誤謬問題가 포함된다는 假定을 도입하면⁸⁾ (8)식과 (10)식은 각각 (19)식과 (20)식으로 바뀌어지고, 이에 따라 (15)식과 (16)식은 다시 각각 (21)식과 (22)식으로 바뀌어진다.⁹⁾ 따라서 결국 (12)~(14)식과 (21)~(22)식의 연립추정방법이 적용된다.

7) (14)식은 (13)식으로부터 (12)식을 제하고 양변에 $\theta_1/(\beta_0 - r_0)$ 를 곱하면 구해질 수 있다. 따라서 내생변수가 r_t 와 L_t 의 둘이므로 이론적으로는 (13)~(14) 두식만으로도 계수값의 추정이 가능하다.

8) 測定上的 오류문제 외에도 變數上的 오류의 가능성을 고려할 수도 있다. 즉 대출자들이 표면이자율보다는 구축예금에 의한 기회비용까지 포함된 실효대출이자율을 증시하는 경우 표면이자율에 의한 추정은 變數上的 오류를 내포하게 되고, 이 경우 (21)과 (22)식은 각각 (21)', (22)'로 바뀐다.

$$\xi_t^d = u_t - \frac{\beta_0 - r_0}{\theta_1} \varepsilon_t + \beta_0 \xi_t \dots\dots\dots (21)'$$

$$\xi_t^s = v_t + \frac{\beta_0 - r_0}{\theta_1} \varepsilon_t + r_0 \xi_t \dots\dots\dots (22)'$$

9) (15)~(16)식에 교란항 η_t 를 도입함으로써 同時分散—共分散行列이 非特異行列로 바뀐다는 증명은 Asako-Uchino(1987)의 Appendix I 참조.

$$L_t = \begin{cases} L_t^d & : \text{초과공급기 } (r_t \geq r_t^*) \\ L_t^d - (L_t^d - L_t^s) + \eta_t & : \text{초과수요기 } (r_t < r_t^*) \end{cases} \dots\dots\dots (19)$$

$$L_t = \begin{cases} L_t^s - (L_t^s - L_t^d) + \eta_t & : \text{초과공급기 } (r_t \geq r_t^*) \\ L_t^s & : \text{초과수요기 } (r_t < r_t^*) \end{cases} \dots\dots\dots (20)$$

$$\xi_t^d = u_t - \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t + \eta_t \dots\dots\dots (21)$$

(초과공급기에는 $\varepsilon_t = \eta_t = 0$)

$$\xi_t^s = v_t + \frac{\beta_0 - \gamma_0}{\theta_1} \varepsilon_t + \eta_t \dots\dots\dots (22)$$

(초과수요기에는 $\varepsilon_t = \eta_t = 0$)

Ⅲ. 模型設定과 假說

1. 貸出需要函數

우리나라 預金銀行 貸出總額에 있어 企業이 차지하는 비중은 관측기간인 1972년에서 1986년간에 최저 65.2%(1983년)에서 최고 73.8%(1979년)에 달하고 있으므로¹⁰⁾ 분석의 편의상 政府와 個人部門이 貸出需要에 미치는 영향은 제외하기로 한다. 企業의 貸出需要를 결정하는 요인들로는 利子率 외에 生産・在庫・固定投資 등의 실물요인과 借入側面의 財務行態 등을 고려해 볼 수 있다. 企業의 銀行貸出需要는 이러한 제반요인들을 중심으로 하는 企業經營上의 복합적인 의사결정과정을 통해 이루어지므로, 우리나라 企業들의 현실적인 經營行態에 관한 충분한 理論的 뒷받침이 없이는 銀行貸出需要模型의 設定에 있어 제반요인들이 内生變數인지 또는 外生變數인지를 결정하기 어렵다. 그러나 本 研究에서는 銀行貸出市場에 분석의 범위를 한정하고 있으므로, 내생변수인 이자율 외에 다른 변수들은 외생변수로 설정하였다. 또한 貸出需要에 영향을 미치는 요인을 크게 企業의 實物側面과 財務行態의 두 가지로 구분하고, 각각에 대하여 産業生産指數와 企業의 貯蓄性預金殘額을 외생변수로 채택하였다. 實物側面에서 企業의 자금수요에 영향을 미치는 요인으로 生産活動水準과 固定投資 및 在庫水準 등을 들 수 있으나 固定投資에 의한 자금수요는 銀行의 信用割當에 의해 제약되므로 不均衡市場을 전제하는 本 模型에서는 固定投資가 事前的으로 의도된 資金需要를 추정하는 데는 적합하지 않으며, 또한 内生變數인 利子率과 固定投資 간의 상관관계로 인하여 外生變數로는 적합하지 않다고 사

10) 韓國銀行, 『資金循環計定 應用表, 1970~1986』 1987, pp. 244~250.

료된다. 그 대신 固定投資需要를 반영하면서도 이자율과 상관관계가 낮은 產業生産指數를 外生變數로 사용하였다. 產業生産指數는 자금수요유발과의 시차를 고려하여 한 분기전의 자료를 사용하였다. 한편 產業生産指數와 貸出需要의 이론적 관계는 불명확하다. 즉 산업생산지수는 운영자금의 수요와 고정투자수요의 변동을 통해 대출수요에 正의 效果를 미치는 반면에, 다른 한편으로는 매출에 따른 자금사정 호전과 이윤증대 등으로 대출수요에 負의 效果를 미칠 수도 있다.

한편 企業의 財務行態를 반영하는 변수로서 企業의 貯蓄性預金保有殘額을 사용한 근거는 다음과 같다. 첫째로 기업의 저축성예금보유는 기업의 내부자금 조달능력의 일부를 반영하며, 이는 貸出需要에 負의 效果를 미친다. 둘째로 은행대출에 대한 拘束性預金이 일반적인 현실에 비추어 볼 때 貯蓄性預金의 크기는 信用割當下의 貸出市場에서 은행대출에 대한 기업의 可用性을 결정하는 중요성을 가지고 있으며, 이는 貸出需要에 正의 效果를 미친다. 이 두 가지 상반된 효과에 있어 기업의 저축성예금보유는 前者보다 後者の 측면이 강하다고 보는 것이 타당하므로 종합적으로는 기업의 저축성예금보유는 貸出需要에 正의 效果를 미치는 것으로 보는 것이 타당하다.

이상의 전제하에서 貸出需要函數는 다음과 같이 설정된다. 產業生産指數와 마찬가지로 貯蓄性預金額도 한 분기전의 자료를 사용하였으며, 각각 대수형태를 취하였다.

$$L_t^d = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 \ln IP_{t-1} + \beta_3 \ln UD_{t-1} + u_t \quad \dots\dots\dots (23)$$

r_t : t 기의 貸出利率

IP_{t-1} : 前期의 產業生産

UD_{t-1} : 前期의 企業貯蓄性預金

u_t : 攪亂項

관측자료를 1970년대와 1980년대로 분할할 때, 1980년대의 金融自律化가 貸出需要에 영향을 미쳤다면 1970년대 자료의 추정결과에 비해 1980년대의 추정결과가 β_1 의 경우는 커지고, β_3 의 경우는 작아지는 것으로 나타날 것이 예상된다. 특히 β_3 값이 커지는 변화는 拘束性預金 등 規制爲主期間의 貸出慣行이 개선되었음을 의미하는 것으로 해석된다.

2. 貸出供給函數

預金銀行의 貸出資金供給은 可用資金의 제약하에서 「포트폴리오」의 의사결정에 의해 이루어진다고 할 수 있다. 貸出可用資金의 크기는 다시 預金과 金融政策의 要

素(支準率, 與信規制)에 의해 결정되며, 「포트폴리오」의 의사결정은 운용자산들의 가격과 위험 및 銀行들의 經濟戰略 등에 의해 결정된다. 本模型에서는 貸出可用資金의 크기를 반영하는 外生變數로 要求拂預金과 貯蓄性預金の 합으로 정의되는 總預金を 사용하였으며, 「포트폴리오」의 의사결정을 반영하는 外生變數로는 貸出의 機會費用으로 볼 수 있는 國公債收益率을 사용하였다. 각 變數가 貸出에 미치는 효과는 대출이자율의 경우 \oplus , 國公債收益率은 \ominus , 總預金은 \oplus 이며, 總預金은 代數形態를 취하였다.

$$L_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 \overset{\oplus}{r_t} + \alpha_2 \overset{\ominus}{NR_t} + \alpha_3 \overset{\oplus}{\ln TD_t} + v_t \dots\dots\dots (24)$$

r_t : 대출이자율

NR_t : 國公債收益率

TD_t : 總預金

v_t : 攪亂項

1980년대의 金融自律化가 銀行의 貸出行態에 영향을 미쳤다면 당연히 銀行은 金利와 가용자금의 제약에 보다 민감하게 반응할 것으로 예상된다. 따라서 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ 의 추정결과는 1970년대 자료에 비해 1980년대에서 크게 나타나야 할 것이다.

3. 利率調整方程式

本模型에서 이자율조정방정식은 앞서 언급한 바와 같이 Bowden의 部分價格調整方程式을 수정한 (3)식의 형태를 취하고 있다. (3)식에서 θ_1 은 貸出利率의 調整에 있어 均衡利率에 대한 調整速度를 의미하며, θ_2 는 規制利率에 대한 調整速度를 의미하고 있으나, 우리나라에 있어서는 銀行의 貸出利率도 직접규제되고 있으므로 사실상 두개의 規制利率이 포함되어 있는 (3)식의 θ_1 과 θ_2 의 의미는 우리나라 대출시장모형에의 적용에 있어 전술한 본래의 의미와는 다소 다르게 해석되어야 한다고 사료된다.

r_t 와 \bar{r}_t 가 공히 규제이자율이나 \bar{r}_t 는 정부의 정책적 金利규제의 성질이 강한 데 비하여, r_t 는 通貨政策當局에 의해 규제되고 있더라도 시장의 자금사정을 \bar{r}_t 에 비해 상대적으로 강하게 반영하여 결정되는 利率이다. 한편 대출이자율의 조정에 있어 政策的인 金利에 의한 規制中心의 利率調整이 均衡利率에 의한 조정보다 강하게 작용한다면 θ_2 값은 θ_1 보다 크게 나타날 것으로 예상된다. 또한 金融自律化의 政策基調가 通貨政策當局의 金利規制에 반영되고 있다면 1980년대 자료에서 추정된 θ_1 값은 1970년대 자료의 θ_1 값에 비해 크게 나타나야 하며, 역으로 θ_2 값은 적게 나타

나야 한다. 마찬가지로 관측자료에 1980년대의 부분의 비중이 커져갈수록 θ_1 값은 커지고, θ_2 값은 작아지는 것으로 나타날 것이 예상된다.

이자율조정방식의 추정에서 제기되는 중요한 다른 문제는 \bar{r}_i 에 어떤 자료를 사용할 것인가 하는 점이다. 政策金利인 \bar{r}_i 에 가장 적합한 자료는 각 政策金融金利의 加重平均值를 사용하는 것이다. 그러나 이 방법에는 현실적으로 정책금융에 관한 충분한 자료를 사용할 수가 없는 제약이 있다. 따라서 本 模型에서는 再割引率을 \bar{r}_i 의 자료로 사용하였다. 우리나라에 있어 再割引率は 預金銀行들의 貸出供給에 대한 態度變更과 市中金利를 조정하는 正統的인 通貨信用政策手段으로서 역할을 하지 못하고 주로 預金銀行의 信用割當을 유인하는 장치로서 사용되어 왔으므로 政策金利를 대신할 수 있다고 사료된다.

IV. 推定結果

2章에서 서술된 模型의 推定過程을 정리하면 다음과 같다.

i) 먼저 (14)식을 계수제약 없이 2段階最小自乘法(2SLS)으로 처리하여 θ_1 과 θ_2 의 推定値를 구하고,

ii) $\hat{\theta}_1$ 과 $\hat{\theta}_2$ 값을 (19)식에 대입하여 r_i^* 를 구한다.

iii) 유도형방정식 (12), (13), (14)를 연립방정식체계로 하여 線型三段階最小自乘法(L3SLS)으로 처리하면 \hat{L}_i 의 자료가 구해진다. 다음으로 앞서 구한 r_i^* 를 이용하여 \hat{L}_i 의 자료를 초과수요기와 초과공급기의 자료로 분류한다.

iv) 線型三段階最小自乘法(L3SLS)에 의해 추정된 \hat{L}_i 의 자료로 다시 (12), (13), (14) 식을 非線型三段階最小自乘法(NL3SLS)에 의해 연립방정식체계로 추정하였다.

사용된 자료는 1972년 2분기부터 1987년 1분기까지의 60개 分期資料이며, 각종 이자율을 제외한 季節性있는 변수들은 SAS의 X-11 「프로그램」을 이용하여 계절조정 후 사용하였다. 한편 모든 추정에 있어 1979년 4/4分期 資料는 Dummy 처리하였다.

1. 需要函數・供給函數의 推定結果

추정에 사용된 유도식 (12), (13), (14)에 있어 각 변수의 계수값이 非線型的 형태를 취하고 있기 때문에 需要函數와 供給函數의 推定은 유도식 (12), (13), (14)를 聯

11) $r_i = \sum w_i \bar{r}_i$ (w_i 는 정책금융총액에 대한 각 정책금융의 비중).

〈表 1〉 需要函數・供給函數 推定結果(NL3SLS)

(관측기간)		I (' 72 2/4 ~ ' 87 1/4)	II (' 72 2/4 ~ ' 79 4/4)	III (' 80 1/4 ~ ' 87 1/4)
需 要 函 數	β_0	1.573 (19.70)	1.540 (53.76)	5.711 (15.27)
	β_1	-0.027 (-15.24)	0.009 (6.97)	-0.027 (-24.3)
	β_2	-0.331 (-2.20)	-0.015 (-0.41)	-1.195 (-5.77)
	β_3	1.169 (13.59)	0.954 (39.98)	1.086 (6.91)
	R^2	0.998	0.999	0.969
	SSE	0.125	0.0009	0.025
供 給 函 數	α_0	0.102 (0.53)	0.647 (3.23)	-2.282 (-3.70)
	α_1	0.007 (0.74)	0.008 (0.82)	0.014 (2.72)
	α_2	-0.012 (-1.69)	0.043 (5.24)	-0.005 (-0.80)
	α_3	1.004 (76.66)	0.776 (31.83)	1.222 (21.78)
	R^2	0.993	0.999	0.993
	SSE	0.52	0.096	0.03
System	SSE	46.62	20.45	13.26

註: 1) () 내는 t 값

2) (21)식과 (22)식의 ξ_1^d , ξ_1^s 의 추정결과는 제외함.

立方方程式體系로 하는 非線型三段階最小自乘法(Nonlinear 3 Stage Least Square Method)을 사용하였다. 推定結果는 〈表 1〉과 같다. 1972년 2/4분기에서 1987년 1/4분기의 全期間을 표本으로 한 추정결과 統計的 有意性이 전반적으로 양호한 需要函數와 供給函數가 추정되었다. 需要函數에 있어 각 설명변수들의 통계적 유의성은 양호하게 나타났으며, 계수값의 부호도 앞서 제시된 예상과 일치하였다.

i) 利子率의 계수값은 예상대로 負로 나타났으나, 대출수요는 이자율에 매우 비탄력적인 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 均衡利子率에 현저하게 미치지 못하는 金利規制로 인하여 貸出需要가 利子率에 비탄력적이라는 일반적인 見解가 실증적으로도 타당함을 의미한다고 하겠다. 한편 1970년대를 표本으로 하는 추정결과에 비하여 1980년대의 表本에 있어서는 利子率의 係數값이 負로 전환되었으며, 미약하나 상대적으로 보다 탄력적인 변화를 보였다.

ii) 産業生産指數에는 負의 계수값이 나타나 매출증대에 따른 자금수요의 負의 효과가 생산증대에 따른 자금수요의 正의 효과보다 강한 것으로 나타났다. 한편 1970년대에 비해 1980년대에 들어 그러한 負의 效果는 현저하게 제고된 것으로 나타났다.

iii) 企業의 貯蓄性預金에 대한 貸出需要의 탄력성은 1.169로 나타나 企業의 貯蓄

性預金이 貸出의 절대적인 조건이라는 一般的인 認識과 일치하였다. 특히 1970년대에 비해 1980년대에 들어 미약하나 계수값이 커졌다는 것은 1980년대의 金融自律化 推進에도 불구하고 資金造成을 위한 拘束性預金爲主의 貸出慣行이 개선되지 않고 있음을 시사하는 것으로 해석된다.

供給函數에 있어서는 總預金を 제외한 다른 說明變數들의 통계적 유의성은 매우 낮게 나타났다.

i) 利率은 貸出에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 1980년대의 표본에 있어서도 동일한 결과가 나왔다.

ii) 銀行의 「포트폴리오」에 있어 貸出의 機會費用이라고 할 수 있는 國公債市場 收益率 역시 은행대출에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 1980년대에 들어서도 은행의 「포트폴리오」에 있어 운용의 수익성이 증시되고 있지 않음을 시사한다고 해석된다.

iii) 總預金の 탄력성은 1980년대에 들어 현저하게 높아진 것으로 나타났으며, 이는 1970년대에 비해 1980년대에 들어 支拂準備率이 낮은 수준에 있었음을 반영하고 있다.

2. 需要函數・供給函數의 構造變化 檢證

本研究의 目的이 金融自律化與件下에서 銀行貸出市場의 構造變化를 고찰하는데 있는 만큼 앞서의 需要函數와 供給函數의 推定에 있어서도 표본을 1970年代와 1980年代로 분리하여 검토하였다. 두 標本에 있어 推定結果의 차이가 統計的인 有意性을 확보하고 있는가를 검증하기 위해 推定結果에 대한 F-test를 시도하였다. 그러나 SAS 「팩케지」를 이용한 不均衡模型의 F-test에는 非線型推定方法에 의한 推定이 불가능하다는 문제가 제기된다. 왜냐하면 SAS 「팩케지」를 이용하여 非線型推定方法에 의한 推定結果에 F-test를 시도하기 위해서는 構造模型을 추정한 후 여기서 추정된 결과를 다시 자료로 하여 誘導型方程式을 추정해야 한다.¹⁴⁾ 그러나 本模型에서는 構造模型이 (4)식의 수량제약하에 있어 직접추정될 수가 없기 때문에 需要函數와 供給函數의 모든 추정은 誘導型方程式으로 처리되었으며, 결국 構造模型을 직접 추정할 수 없으므로 非線型推定方法에는 F-test를 적용할 수 없다는 어려움에 직면하게 된다. 이러한 構造變化 檢證을 위한 F-test의 隘路에 대한 代案으로 線型三段階最小自乘法(Linear 3 Stage Least Square Method : L3SLS)으로 (12), (13), (14)식을 추정하였으며, 그 결과는 <表 2>와 같다. 推定結果는 非線型三段階最小自

12) SAS/ETS, p.288 참조.

〈表 2〉 需要函數・供給函數 推定結果(L3SLS)

(관측기간)		Ⅰ (' 72 1/4 ~ ' 87 1/4)	Ⅱ (' 72 1/4 ~ ' 79 4/4)	Ⅲ (' 80 1/4 ~ ' 87 1/4)
수 요 합 수	β_0	1.9733 (7.987)	1.9337 (1.956)	4.2397 (4.699)
	β_1	-0.0185(-4.314)	0.0054 (0.314)	-0.0238(-8.616)
	β_2	0.0025 (2.664)	-0.0017(-0.399)	0.0039 (3.961)
	β_3	0.8873 (21.983)	0.8845 (5.931)	0.637 (5.375)
공 급 합 수	α_0	0.3045 (1.601)	0.6565 (3.162)	-2.1297(-3.341)
	α_1	0.0009 (0.116)	0.0121 (1.155)	0.0133 (2.439)
	α_2	-0.0092(-1.383)	0.0401 (4.805)	-0.0049(-0.793)
	α_3	0.9856 (77.230)	0.7758 (31.622)	1.2084 (20.856)
		0.988	0.986	0.993

註: 1) () 내는 t 값

〈表 3〉 需要函數・供給函數의 構造變化 檢證

	歸 無 假 說	F 값	확 륜 (귀무가설 채택)	구조변화판정 (1%유의수준)
需 要 函 數	$b_1r_t^7=b_1r_t^8$ $b_2IP_{t-1}^7=b_2IP_{t-1}^8$ $b_3UD_{t-1}^7=b_3UD_{t-1}^8$	0.9642	0.4133	없음
	$b_1r_t^7=b_1r_t^8$	2.3204	0.1302	"
	$b_2IP_{t-1}^7=b_2IP_{t-1}^8$	1.8415	0.1772	"
	$b_3UD_{t-1}^7=b_3UD_{t-1}^8$	1.6389	0.2028	"
供 給 函 數	$c_1r_t^7=c_1r_t^8$ $c_2NR_t^7=c_2NR_t^8$ $c_3TD_t^7=c_3TD_t^8$	28.8342	0.0001	있음
	$c_1r_t^7=c_1r_t^8$	0.0158	0.9003	없음
	$c_2NR_t^7=c_2NR_t^8$	22.6496	0.0001	있음
	$c_3TD_t^7=c_3TD_t^8$	46.9268	0.0001	"

乘法을 적용한 결과와 대체로 비슷하게 나타났다. 線型三段階最小自乘法에 의한推定에 F-test를 적용한 결과는 〈表 3〉과 같다. 1970년대와 1980년대의 두 標本에 있어 需要函數가 동일한 구조를 가지고 있다는 歸無假說이 채택될 확률은 41%로 나타나 통계적으로 의미있는 구조변화는 없는 것으로 판정되며, 개별설명변수에 있어서도 판정결과는 동일하게 나타났다. 한편 供給函數에 있어서는 1% 유의수준하에서도 歸無假說이 기각되어 두 標本間에 統計的으로 有意한 構造變化가 있는 것으로 판정되었다. 개별설명변수별로는 利率의 경우만 구조가 동일하다는 歸無假說이 채택되었으며, 다른 두 설명변수의 경우는 1% 유의수준하에서도 歸無假說이 기각

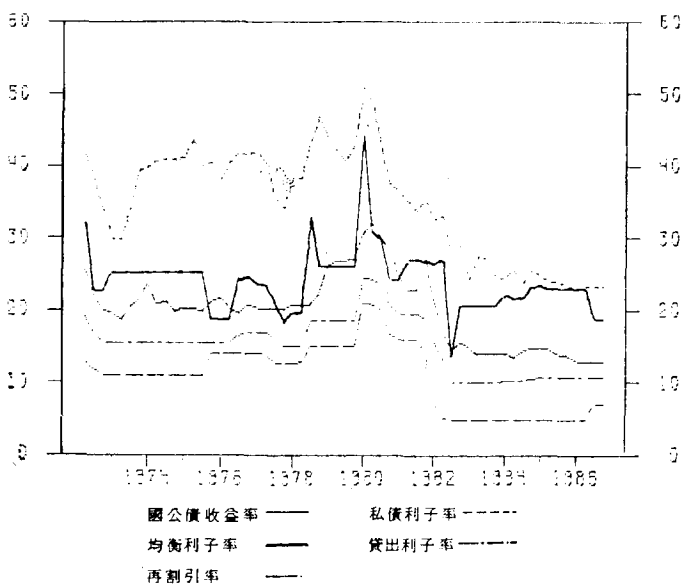
되어 통계적으로 유의한 구조변화가 있는 것으로 판정되었다.

3. 均衡利率의 推定結果

θ_1 과 θ_2 값을 (18)식에 대입하여 구해진 균형이자율(r_t^*)의 추이는 <그림 3>에 나타나 있다. 均衡利率의 推移는 社債利率과 비슷하게 나타났으며, 利率水準은 國公債收益率보다 다소 높게 나타났다. 均衡利率의 推移에 있어 주목되는 점은 1980년대에 들어 規制金利의 引下에도 불구하고 均衡利率은 오히려 상승하는 추세를 보였다는 점이다.

한편 利率間의 相關關係에 있어서는(<表 3> 참조) 전체적으로 1970년대에 비해 1980년대에 들어 相關關係가 크게 제고되어 市場間에 상당한 統合이 進行되었다는 것을 시사해 주는 것으로 해석된다.

<그림 3> 均衡利率 推移



<表 3> 利率間의 相關係數 變化

	'70년대	r_t^* <균형이자율>	r_t <대출이자율>	\bar{r}_t <재할인율>	r_t^C <사채이자율>	r_t^B <국공채수익율>
'80년대						
r_t^*		1.00	0.631	0.043	0.322	0.346
r_t		0.779	1.00	0.725	0.549	0.727
\bar{r}_t		0.723	0.982	1.00	0.521	0.514
r_t^C		0.804	0.945	0.916	1.00	0.421
r_t^B		0.746	0.979	0.953	0.954	1.00

4. 利子率調整係數의 推定 및 構造變化

이자율조정계수 $\hat{\theta}_1$ 과 $\hat{\theta}_2$ 의 값은 균형이자율(r_t^*)을 구한 다음, 그 자료로 利子率調整方程式인 (3)식을 추정함으로써 구해진다. 推定結果(〈表 4〉 참조)는 利子率이 직접 규제되는 여건으로 인하여 政策利子率에 대한 調整係數 θ_2 값이 均衡利子率에 대한 調整係數 θ_1 값보다 크게 나타나 假說의 타당성이 입증되었다. 특히 1970년대와 1980년대 標本의 推定結果를 비교해 보면 1980년대에 들어 θ_1 값은 커진 반면에 θ_2 값은 낮아짐으로써 貸出利子率의 調整에 있어 均衡利子率이 현저하게 증시되고 있음을 시사하고 있다. 이러한 調整係數의 構造變化에 관한 F-test의 결과(〈表 5〉 참조)에 있어서도 두 標本에 있어 θ_1 과 θ_2 가 일치한다는 歸無假說이 1% 有意水準下에서 기각됨으로써 구조변화가 확인되었다.

〈表 4〉 貸出利子率 調整函數(2SLS)

	I (' 72 1/4 ~ ' 87 1/4)	II (' 72 1/4 ~ ' 79 4/4)	III (' 80 1/4 ~ ' 87 1/4)
θ_1	0.1916(7.056)	0.1288(77,540.1)	0.20944(99,999.0)
θ_2	0.4111(6.655)	0.5346(914,165.5)	0.3924 (99,999.0)

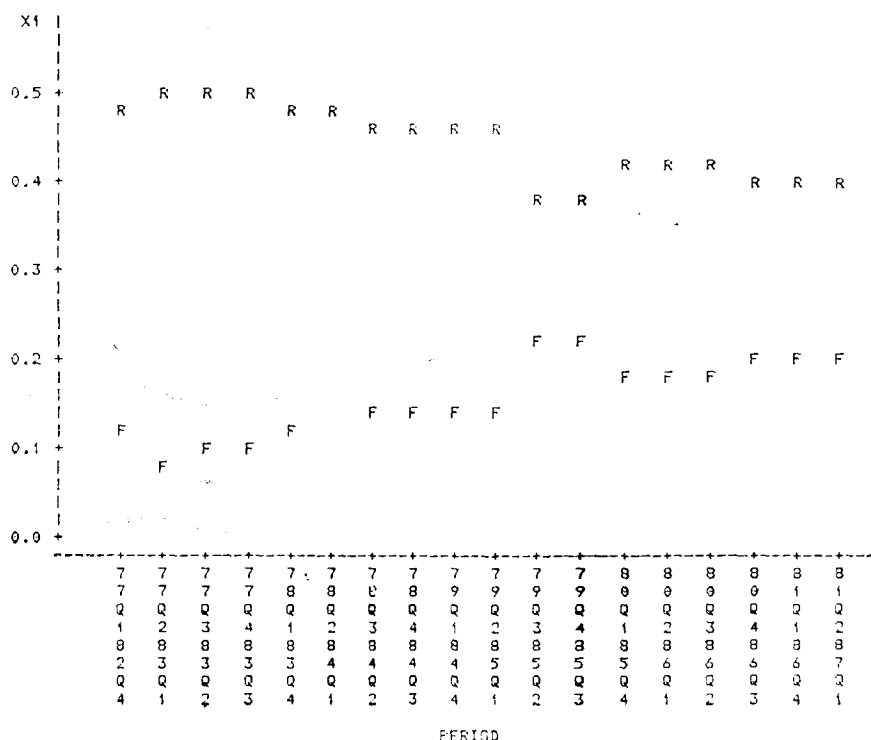
〈表 5〉 貸出利子率 調整函數의 構造變化 檢證

歸 無 假 說	F 값	확 른 (귀무가설 채택)	구조변화 관정 (1% 유의수준)
$\theta_1^7 = \theta_1^8$ $\theta_2^7 = \theta_2^8$	7,248.7	0.0001	있 음
$\theta_1^7 = \theta_1^8$	85,216.0	0.0001	"
$\theta_2^7 = \theta_2^8$	1,372.7	0.0001	"

5. 利子率調整係數의 推移

金融自律化가 추진됨에 따라 貸出利子率의 調整에 있어 均衡利子率과 政策利子率의 상대적인 중요성의 변화추이를 포착하기 위해 1977年 1/4分期부터 1987年 1/4分期까지의 자료를 표본으로 하여 θ_1 과 θ_2 값을 연속적으로 추정하였다. 추정결과로 나타난 θ_1 과 θ_2 의 추이는 〈그림 4〉에 제시되어 있다. 그림에서 나타난 바와 같이 1980년대에 들어올수록 θ_1 값은 커지는 반면에 θ_2 값은 작아지는 추세를 보여 金融自律化가 진행될수록 金利規制體制에 있어서도 均衡利子率이 상대적으로 보다 증시되고 있음을 시사하고 있다.

〈그림 4〉 利率調整係數의 推移



V. 結 論

本研究는 不均衡模型을 이용하여 1980년대의 우리나라 金融自律化與件下에서 일어난 銀行貸出市場의 構造變化를 실증적으로 분석하는 데 목적을 두었다. 우리나라의 金融自律化推進은 현재 預金銀行의 金利自律化的 段階에까지 이르지 못하는 못하고 있으나, 金融自律化와 安定基調의 定着을 배경으로 한 金融構造의 전반적인 변화는 銀行貸出市場에도 상당한 변화를 가져왔으리라는 本研究의 觀點은 實證結果를 통해 상당부분 立證되었다고 사료된다. 그러나 實證結果로 나타난 銀行貸出市場의 제반변화는 우리나라 銀行貸出市場이 기본적으로 아직 金利規制下的 構造의 特性을 벗어나지 못하는 제한적인 것으로 해석된다. 1970년대와 1980년대의 標本間의 構造變化에 관한 檢證結果 需要函數에 있어서는 통계적으로 유의성을 가진 변화가 나타나지 않았으며, 供給函數에서만 변화가 확인되었으나 變化의 經濟的 意味는 별로 중요한 것이 되지 못했다. 그러나 貸出需要函數와 供給函數의 推定을 통해 金利規

制下에서는 利子率이 대출시장의 가격 파라미터로서 역할을 수행할 수 없으며, 1980년대에 들어서도 만성적인 초과수요시장의 산물인 資金造成에 의한 貸出慣行이 지속되고 있다는 점을 확인할 수 있었다.

實證分析을 통해 나타난 보다 주목되는 성과는 貸出利子率의 調整에 있어 規制가 지속되고 있으나 金融市場間의 統合등 金融構造變化의 영향으로 인하여 市場均衡利子率이 政策金利에 비해 점차 상대적으로 중요하게 다루어지고 있다는 점을 포착한 것이라고 사료된다. 이러한 변화는 金利規制下에서도 金融自律化의 여건으로 인하여 市場要因의 중요성이 재고되며, 동시에 貸出市場內에서 점진적으로 金利自律化의 與件이 성숙하고 있음을 시사한다고 해석된다.

參 考 文 獻

1. 韓國銀行, 『資金循環計定 應用表, 1970~1986』, 1987.
———, 『通貨金融統計』, 1984.
2. 金寬洙, 『信用配分과 金融自律化의 方向』, 韓國經濟研究院, 1985. 12.
3. 金東源, 『1980年代 金融制度改革의 要因과 性格』, 高麗大學校 大學院 博士學位論文, 1987. 8.
4. Cole, D.C. and 朴英哲, 『韓國의 金融發展』, 韓國開發研究院, 1984.
5. Asako, K. and Y. Uchino, "Bank Loan Market of Japan: A New View on the Disequilibrium Analysis," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, May, 1987.
6. Amemiya, T., "A Note on the Fair and Jaffee Model," *Econometrica*, July, 1974.
7. Bowden, R.J., "Specification, Estimation and Inference for Models of Markets in Disequilibrium," *International Economic Review*, October, 1978.
8. Bowden, R.J., *The Econometrics of Disequilibrium*, Amsterdam, North Holland Publishing Co., 1978.
9. Fair, R.C., and D.M. Jaffee, "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, May, 1972.
10. Fair, R.C. and H.H. Kelejian, "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium: A Further Study," *Econometrica*, January, 1974.
11. Goldfeld, S.M. and R.E. Quandt, "Estimation in a Disequilibrium Model and the Value of Information," *Journal of Econometrics*, November, 1975.
12. Gourierous, C., J. Laffont, and A. Monfort, "Tests of the Equilibrium vs. Disequilibrium Hypothesis: A Comment," *International Economic Review*, February, 1980.

13. Ito, T. and K. Ueda, "Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Credit Rationing," *International Economic Review*, October, 1981.
14. Laffont, J. and R. Garcia, "Disequilibrium Econometrics for Business Loans," *Econometrica*, July, 1977.
15. Maddala, G.S. and F.D. Nelson, "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, November, 1974.
16. Quandt, R.E., "Tests of the Equilibrium vs. Disequilibrium Hypothesis," *International Economic Review*, 1978.
17. SAS Institute Inc. *SAS/ETS User's Guide*, 1982 Edition.
18. Takeda, M., "A Theory of Loan Rate Determination in Japan," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, May, 1985.