

우리나라 金融政策에 따른 證券市場의 動態的 構造와 證券價格形成 메카니즘, 그리고 證券市場의 制度改善 方案에 관한 研究

李 逸 均*·黃 善 雄**

〈요 약〉

金融政策과 資本市場의 證券價格과의 動態的 關聯性을 실증적으로 분석한 결과, 動態的 構造面에서 볼 때 특히 주식시장은 화폐에 대하여 시차를 갖는 반면, 장기채시장과 단기무위험시장에서는 시차를 갖지 않음이 발견되었다. 그리고 증권가격형성 메카니즘을 살펴본 결과, 貨幣의 增加는 富의 效果로 이어지고 그 결과 주가의 상승이 초래된다. 다른 한편으로 화폐의 증가가 대체효과를 반드시 유발시키지는 않으며, 그 이유로는 투자자들이 장기채를 선호함으로써 가격의 상승을 불러일으키는 반면 무위험자산의 경우 가격의 변동은 일어나지 않았기 때문이다. 끝으로, 價格效果의 존속은 비교적 단기로 끝남이 확인되었다.

證券市場의 長期的 構造를 파악하기 위하여 共積分 檢定을 실시하였다. 單位根 檢定에 의하여 우리나라의 금융시계열은 단위근이 존재한다는 사실이 입증되었다. 따라서 금융시계열이 非定常的 確率過程을 따르고 있다. 共積分 檢定에 의하여 화폐의 실질대수 유통속도와 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 소득변화율 사이에는 차분후에 장기적 정상균형관계가 형성되고 있음이 발견되었다. 통화정책과 주가는 장기의 동태적

구조 측면에서 파악할 때 장기정상관계를 유지하고 있다. 그리고 주가는 時差가 0인 同時的 通貨政策과 제1계 시차통화정책과 소득에 의하여 결정되고 있다. 다른 금융시계열은 주가결정에 영향을 미치고 있지 못한 실정이다.

주가의 상승은 富의 效果와 代替效果를 유발하고 있다. 따라서 통화당국은 이점을 고려하여 貨幣政策을 수립하여야 한다. 그리고 통화량은 주가의 가격형성에 陽의 效果를 형성하고 있다. 따라서 화폐의 공급량의 증가는 名目株價의 상승을 유발하고 이에 따라 富의 效果와 代替效果가 발생한다. 이와 같은 현상의 발견은 정부당국의 통화정책과 자본시장정책에 중요한 의의를 갖고 있다고 하겠다. 株價形成에 대한 통화정책의 효과는 단기 뿐만 아니라 차기에도 이어지고 화폐량과 소득이 주가의 결정에 영향을 미치고 있으며 다른 金融變數들은 영향을 미치지 않고 있다. 그러나 실질화폐잔고

* 명지대학교 경상대학 경영학과 교수

** 중앙대학교 사회과학대학 경영학과 교수

*** 이 논문은 1994년도 학술진흥재단 자유공모과제부문의 연구비지원에 의하여 작성되었음.

와 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 소득변화율과는 長期的 定常的 均衡關係를 형성하고 있다. 따라서 장기적 관점에서 증권시장은 경제성장을 위한 통화정책과 각 분야의 균형적 성장을 유발할 수 있는 財政政策이 요청되고 있다.

위의 논의에서 유추할 수 있는 것은 화폐의 영향을 완화시키기 위하여 option 시장의 개발과 농산물, 광물, 기타 실물 및 금융에 대한 선물시장의 개설이 요청된다. 이와 같은 시장을 통하여 통화정책이 증권시장에 미치는 과도한 효과를 축소시켜 합리적이고 건전한 證券市場의 發展과 金融市場의 원활한 발전이 이룩될 수 있을 것이다.

資本市場理論에서는 화폐는 무시하고 실물적인 관점에서 증권가격의 결정을 연구하거나 위험분석에 주안점이 주어져 왔었다. 본 연구를 통하여 통화정책의 결과가 자본시장에 직접적으로 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 통화금융정책과 주가의 유기적 관계를 확인한 본 논문의 결과를 정책당국이 참고하여 通貨金融政策 效率性을 極大化할 수 있을 것으로 본다.

I. 結 論

現實經濟는 二重構造를 지니고 있다. 하나는 實物이고, 다른 하나는 貨幣이다. IS-LM이 보여주는 바와 같이 이 두개가 統合되어 財貨의 價格과 需給量이 決定된다. 貨幣가 作用하는 곳은 곧 金融市場이며, 그 구성의 主要 要素는 貨幣市場과 資本市場이다. 貨幣市場과 資本市場은 通貨政策을 수행하는 시장이므로 通貨政策의 效果를 분석하여 효율적인 통화정책을 수립하기 위해서는 通貨政策과 연관된 金融市場의 모든 메카니즘에 대한 研究가 遂行되어야 함에도 불구하고 단순한 利率에 대한 決定 혹은 인플레이션에 대한 研究 이외에는 通貨政策과 관련된 金融市場에 관한 研究는 전무한 실정이다. 사실 통화량과 채권공급량이 변화가 있을 때 이 자율에 영향을 미치게 되고 그 결과로 이러한 자산들의 궁극적인 수요자들인 투자자들의 행태에 변화를 가져오게 한다. 만일 투자자들이 危險忌避의이고 자산들을 서로 불완전한 代替財로 생각할 경우 자산공급량이 변화가 있을 때 투자자들의 要求收益率이 변하게 될 것이다. 예컨대, 장기국채의 공급량이 증가하게 되면 장기이자율이 상승하게 된다. 투자자들의 궁극적인 목표는 결국 자신의 효용을 극대화할 수 있는 최적의 포트폴리오를 구성하는 것이다.

한편 資本市場理論에서는 貨幣는 무시하고 주로 실물적인 관점에서 證券價格의 決定을 研究하고 있거나 또는 危險分析에 주안점이 주어져 있는 것이 현실이다. 그러나 通貨政策을 올바르게 遂行하고 證券市場의 行動樣態를 정확하게 파악하는 동시에 證券의 價格決定過程을 옹기 이해하고 파악하기 위해서는 金融政策下에서의 證券市場의 종합적인 메카니즘에 대한 研究가 매우 절실하다고 본다. 通貨金融政策이란 급격한 변동을 회피하면서 國家經濟가 원활하게 發

展하고 지속적인 성장을 추구할 수 있도록 여러 경제變數중에서 특히 通貨量이나 利子率을 기본적인 정책수단으로 하는 경제정책이다. 즉, 국가는 通貨金融政策을 통하여 資本市場에 肯定的 影響을 미치고 이에 따라 企業의 必要資金의 調達을 원만하게 함으로써 企業의 投資活動이 지속적으로 이루어질 수 있도록 하는 것이다. 總體的인 企業의 投資水準은 곧 產業構造의 改編과 高度化도 포함해서 경제의 量的 成長과 質的 發展을 결정하게 된다. 따라서 通貨金融政策과 資本市場은 대단히 밀접한 관련이 있다고 할 수 있다.

이러한 중요성에 비하여 우리나라의 金融政策과 이 金融政策을 效率的으로 吸收 施行하기 위한 證券市場에서의 여러가지 制度的 側面에 대한 검토, 진단 및 연구는 아직 제대로 이루어지지 않은 상태이다. 예컨대, 通貨量을 증가시키면 有價證券의 價格은 上昇하게 된다. 그러나 株價의 短期的 急騰現狀은 證券市場의 安定化에 逆行하게 된다. 따라서 株價의 급격한 變動을 緩和하면서 企業의 長期的인 投資誘發效果를 極大化시키기 위하여 여러가지의 制度的인 충격 완화장치가 필요한 바, 이러한 制度的 裝置의 존재와 그 制度的 施行效果에 대한 연구는 거의 없다. 이를테면, 委託證據金率을 變更시킴으로써 證市의 침체국면에서는 投資者들의 投資意慾을 고취시키고, 반대로 短期的 投機過熱現狀이 우려될 때에는 이를 鎮靜시키고자 한다.

資本市場의 性質과 特性, 資本資產의 價格決定, 그리고 資本市場의 메카니즘을 해명하기 위한 模型들은 하나같이 貨幣를 導入하지 않는 物物交換經濟(barter economy)를 상정하여 도출되었다. 따라서 편의상 特定 財貨를 numeraire로 도입하여 模型의 整合性を 꺾하고 있다. 한편, 貨幣와 貨幣市場을 다룬 文獻들은 貨幣의 需要와 供給을 分析하고 있으며 重疊世代模型(models for overlapping generations)과 clower constraints(cash in advance)模型에서는 貨幣의 存在問題를 심도있게 검토하고 있다. 그러나 貨幣政策이 證券과 證券市場(資本市場)에 미치는 영향과 메카니즘은 간과하고 있다.

Sidrauski(1967)와 Svensson(1985)는 cash-in-advance constraint에서 貨幣效用模型을 정립하였는 바, 消費와 實質通貨量(real money balances) 간의 限界代替率은 名目利子率과 동일함을 증명하였다. 그러나 이 모형을 확장하면 steady state하에서는 保有資本(capital stock)과 消費는 通貨量增加率과는 獨立的이다. 즉, superneutrality가 성립하게 되는 것이다. 通貨量增加率이 steady state에서는 實質消費에 영향을 미치지 않고 있어 實質殘高의 限界效用이 零이 되도록 實質殘高가 존재하도록 할 때 steady state utility가 極大化된다. 이 경우 곧 Friedman(1988)의 결과를 얻게 되는 것이다.

李逸均(Rhee, 1994)은 資本資產의 消費基底模型을 우리나라의 實證資料를 사용하여 檢證하였으며, 通貨量增加率이 superneutrality를 갖는지의 여부도 一般化된 積率方法(generalized method of moments)을 사용하여 檢證하였다. 그는 이 檢證을 통하여 한국 증권시장에서 通貨量增加率이 證券의 價格을 決定하는데 매우 중요한 역할을 담당하고 있음을

발견하였다. 投資者가 證券에 투자할 때 危險忌避度(risk aversion), 利率 등의 여러 要素를 고려하게 되며, 동시에 通貨量增加率도 중요시한다는 점을 實證分析을 통하여 밝히고 있다.

Lucas와 Stokey(1987)는 貨幣가 cash-in-advance constraint(clover constraint)에 의하여 사용되는 總量的 一般均衡模型을 정립하고 均衡條件을 검토하며, 특히 貨幣와 實物資產과의 관계를 분석하고, 나아가 貨幣의 增加와 價格과의 關係를 확립하였다. 그들은 單一期間의 名目的 債券의 價格은 信用(credit)과 現金需要 誘發 財貨(cash goods)와의 限界代替率과 一致함을 증명하였다. 특히 확정된 상황하에서 單一期間 名目的 債券價格은 實物要素와 인플레이션의 積으로 표시되며 이것이 곧 信用과 現金需要 誘發 財貨 간의 限界對替率이다. 通貨量增加率이 上昇함에 따라 債券價格은 下落하고 現金需要 誘發 財貨에 대하여 代替한다. 즉 貨幣의 使用을 經濟化하고 있다. 특히 時系列 相關이 없으며 相互獨立인 상황하에서는 衝擊(shocks)이 通貨量增加率의 變動率이 實物資產의 配分에 重要性을 갖지 않게 된다. 다시 말해서 貨幣政策이 다르다 해도 實物資產의 配分은 同一하게 된다. 債券價格은 相異한 貨幣政策下에서도 同一하게 決定된다. 또한 經濟主體가 로그효용함수(logarithmic utility)를 가질 때에는 현재의 통화량 증가와 현재의 명목이자율 간의 相關關係가 어떠한 형태(陽 또는 陰, 혹은 強 또는 弱)로도 가능하게 된다. 그 형태는 實證分析에 따라 결정되며 構造的 變化(structural change)에 대한 認知가 매우 중요시될 것이다.

Lucas(1990)는 cash-in-advance constraint가 부과된 경제에서 貨幣政策의 流動性 측면에 특히 중점을 두고 利率의 決定과 정부발행채권의 가격을 분석하였다. 經濟에 流動性 衝擊(shock)이 발생하면 債券과 株式의 價格이 급격히 下落하지만, 本源的 가치로의 복귀도 매우 신속하다. 流動性 效果가 single cash constraint를 통하여 발생하기 때문에 모든 證券에 一時에 同一한 方向으로 영향을 미치게 되는 것이다. 그러나 그의 模型은 債券과 株式의 相對的 價格을 설명해 주지는 못하고 있다. 이 모형에 따르면 短期利率이 零일 때 證券去來者는 現金을 보유하게 된다.

Kimbrough(1985)는 通貨政策이 價格의 情報內容을 變更시킴으로써 產出分布에 영향을 미칠 수 있으나, 相異한 情報를 갖고 있는 經濟主體가 先物市場이 존재할 때 總體的 市場狀況에 대한 同一한 信念을 가지면 貨幣政策은 產出分布에 영향을 미칠 수 없음을 입증하였다. Danthine & Donaldson(1986)은 資本資產의 價格, 實物資產의 價格, 收益率과 인플레이션率は 동시에 결정되는 變數라는 점을 입증하고, 實質收益率은 인플레이션률과 陰의 相關關係를 갖는다는 점을 보여주고 있다. Tirole(1985)은 重疊世代模型의 틀 속에서 資產거품(asset bubbles)을 치밀하게 분석하면서 貨幣의 役割을 다루고 있는데 市場의 本源的 價値와 거품 간의 관계 속에서 貨幣의 價値를 검토하고 있다. 그는 거품이 없는 經濟가 非效率的이며, 오

히려 거품이 있는 경제가 효율적인 수 있는 경우를 제시하고貨幣에도 거품이 존재할 수 있으며, 이 때에 오히려 효율적인 去來가 이루어질 수도 있다는 점을 제시하고 있다. Kocherlakota (1992)는 債券市場에서의 均衡이 형성될 수 있도록 負債에 制約條件을 가하면 거품이 發生한다는 점을 證明하였다.

한편 Fama와 French(1988)는 株價를 恒久的 部分(permanent component)과 暫定的 部分(transitory component)으로 區分하고 있다. 그들은 이것을 實證的으로는 分析하고 있지는 않으나 恒久的 部分은 企業의 實質價值(본원적 가치)를 의미하며, 暫定的 部分은 實質價值로부터 逸脫되는 現狀을 반영하는 部分으로서 貨幣政策의 一部를 흡수하고 있을 가능성이 있다. 이 直觀에 의한 可能性은 엄밀한 方法論에 의한 研究가 필요하다.

본 연구에서는 따라서 通貨金融政策과 證券市場이 有機的인 關係를 맺고 있으므로 이러한 通貨金融政策을 證券市場에서는 制度的으로 어떠한 메카니즘을 통하여 吸收하게 되는지를 고찰함으로써 정부가 수행하는 여러가지 通貨金融政策의 效果가 極大化될 수 있도록 돕고자 한다. 특히 通貨政策施行의 時點(timing)에 관한 正當性與否를 統計的으로 분석 검토하고, 證券市場에 관련된 여러가지 制度的 裝置에 대하여 問題點을 파악함으로써 우리나라 證券市場의 發展을 위한 制度改善의 方案을 마련하고, 그 결과로 經濟政策과 實物經濟의 表象이라는 證券市場간에 政策效率性을 極大化할 수 있는 方案이 무엇인가를 導出하고자 한다. 證券市場의 發展이 國家의 經濟政策과 直結되어 있음은 주지의 사실이지만 證市는 그 나름대로의 固有한 性質이 있으므로 이러한 성질의 정확한 認識을 통한 經濟政策의 形成을 고찰하여 보는 것 또한 매우 必要하다고 하겠다.

Ⅱ. 理論的 背景

Friedman(1988)은 다우존스 株價指數와 通貨량(M2)에 의하여 관찰된 通貨의 流通速度(velocity)간에는 逆의 關係가 존재함을 밝힌 바 있다. 그는 通貨의 流通速度에 대하여 株式市場이 미치는 影響을 다음의 두 가지 측면에서 이해하려 하고 있다. 첫째, 財務的 去來는 貨幣需要를 수반함과 동시에 그것은 流通速度를 감소시킨다.¹⁾ 둘째, 配當收益率을 포트폴리오에 투자한 투자액에 대한 대체수익률의 일부로 간주하고 있다. 그리고 실증분석의 결과들은 모두 이론에서 말하는 바와 일치하나 그 影響의 크기는 매우 작게 보고하고 있다.²⁾ 더욱이 通貨량

1) 이러한 주장은 일찍이 Irving Fisher(1911)가 貨幣數量說에 대한 거대적 접근을 시도한 이래 줄곧 반복되어 왔다. 특히, 1929년이래 현재까지 주식시장이 활황일 때에는 더욱 그러하다. 최근의 예로는 Wenninger와 Radecki(1986)을 참조.

변화가 주가에 역으로 미치는 영향에 관해서는 많은 연구들이 있어 왔다.³⁾ 그러나 株價와 貨幣需要의 실증적 관계를 직접적으로 고찰한 연구는 별로 없다. 株價와 通貨의 流通速度간의 逆의 關係(혹은 株價와 所得 1단위당 實質現金殘高 간의 직접적인 관계는 다음의 세가지 측면에서 고찰할 수 있을 것이다. 첫째로, 株價가 상승하면 名目的 富가 증가하고 또한 所得보다 株價가 일반적으로 더 변동이 심한 점을 감안할 때 所得대비 富의 비율(the ratio of wealth to income)이 증가하게 된다. 所得대비 富의 비율의 上昇은 곧 所得대비 通貨量비율의 상승으로 이어지거나 通貨 流通速度의 감소로 나타날 것이다. 둘째로, 株價의 上昇은 위험한 자산에 대한 期待收益率의 上昇을 반영하고 있는 것이다. 이와 같은 상대적 가치평가의 변화는 반드시 위험기피도가 특히 낮다거나 위험선호도가 특히 높다고 해서 나타나는 결과는 아니다. 위험수준의 증가는 포트폴리오에 포함된 비교적 안전한 자산의 비중이 증가하는 것으로 상호 상쇄될 수 있다. 예컨대, 장기채권의 비중이 줄고 그 대신 현금이나 단기채권의 비중이 커짐에 따라 위험이 감소하게 된다. 셋째로, 株價가 상승하는 것은 財務去來額의 증가를 의미하고, 그와 같은 거래를 용이하게 하기 위하여 貨幣需要의 증가로 이어지게 된다. 그러나 이러한 요인들을 상쇄시키는 것은 바로 代替效果(substitution effect)이다. 株式의 實質價格(real price)이 높아질수록 포트폴리오에 그것들을 포함시키고 있는 투자자들은 더욱 만족하게 될 것이다. 代替效果를 제외한 앞서의 효과들은 모두 逆으로 작용할 것이지만 모두 결국 실증적인 문제로 귀착될 것이다.

動的的 模型의 安定性 條件(stability condition)은 시계열 모형의 定常性(stationarity) 條件과 일치한다. 單位根(unit root)이 존재하는 시계열은 정상성이 유지되지 못하고 비정상성을 갖는 時系列이다. 이때에는 시계열에 미친 충격이 시간의 흐름에 따라 사라지지 않고 시계열의 항구적 부분으로 남아 있게 된다. 이와 같은 성질을 갖고 있는 대표적 시계열을 無作爲 行步(random walk)라 할 수 있다. 비정상적 시계열은 이 시계열에 부과된 충격이 영구적 속성으로 자리를 잡게 되므로 이와 같은 시계열들 간의 관계는 線形性이 유지될 수 있다는 보장이 존재하기가 어렵다. 계량경제학적 관점에서 非定常的 回歸因子(nonstationary regressor)들의 존재는 일반적인 漸近的 理論(asymptotic theory)의 적용이 불가능하다. 이와 같은 문제를 해결할 수 있는 방법으로 共積分(cointegration)이 제시되어 있다.

多次元 過程의 定常性의 缺如는 공통적인 確率的 趨勢에 의하여 야기되며, 이 추세는 이 과정의 적절한 線形組合(linear combination)을 형성하면 제거될 수 있다. 自己回歸過程은 정상적 현상을 기술하기 위하여 적용할 수 있다. 그러나 經濟內的 변수들의 상호작용을 천착하

2) 예외로는 Field(1984)를 들 수 있는데, 그는 동태적 기대분석의 결과를 이용하여 "1925년 이후의 자산거래량이 폭증하지만 않았다면 통화량(M1)이 실제보다 평균 17%정도 낮아졌을 것"이라고 결론짓고 있다.

3) 예컨대, Keran(1971), Sprinkel과 Genetski(1977)을 들 수 있다.

기 위하여 변수들의 동시적 값들(simultaneous values) 간의 관계를 인지하고자 하면, 한 변수를 그 자체의 과거의 값들과 연관시키기 보다는 한 시점에서 이 변수와 다른 변수들 간의 관계를 포착할 때 경제의 상호작용에 대한 보다 많은 정보를 유도해 낼 수 있다. 경제변수들 간의 관계를 정립하기 위해서는 동시적으로 생성되는 변수값들의 조합을 형성해야 할 것이고, 변수들 간의 動態的 展開過程을 이해하기 위해서는 과거의 依存性을 탐구해야 할 것이다. 동시적으로 변수들 간에 발생되어 형성되는 선형관계를 定常的 時系列에 대하여 탐구할 수 있는 이론이 개발되어 있다. 경제관계를 장기적 관계로 생각하면 그와 같은 관계들은 변수들 자체가 非定常的 確率過程을 따른다 해도 安定的 過程(stable process)이라고 생각할 수 있다. 이와 같은 현상을 수학적으로 정립한 것이 共積分이다. 이 공적분을 통하여 株價 時系列을 비롯한 金融 時系列과 通貨政策 간의 長期的 關係를 분석하고 그 성질과 특성을 정립할 수 있다.

Ⅲ. 危險忌避의 整濟性을 통한 通貨金融政策과 株價

資本資産의 價格을 결정하는 消費基底模型은 자본자산의 미래보상에 대한 균형가격을 현재 이용 가능한 정보를 조건으로 하여 이 보상에다 現在消費와 未來消費와의 限界代替率을 곱한 積에 대한 條件附 合理的 期待값이다. 그러나 이 이론은 많은 효용함수 중 어느 효용함수가 현실을 정확하게 기술하고 설명하며 나아가 정확한 미래예측력을 갖는지는 밝히지 못하고 있다. 따라서 이 규명을 實證的 檢證에 委任하고 있다 하겠다. 본 논문에서 화폐의 역할을 실증적으로 검증하고자 하는 것은 우리의 경제현실이 貨幣經濟이기 때문이다.

資本資産의 價格決定에는 危險忌避와 時間選好度가 중요한 영향을 미친다. 李逸均(1994)의 실증분석 결과에 의하면 자산가격결정에 이 요소 등이 중요하다는 것이 입증되었다. 상대적 위험기피계수는 기대효용함수에서는 4.0이상이고 消費의 異時的 代替 彈性성과 相對的 危險忌避가 分離된 非期待效用에서는 약 3.5이다. 時間選好도는 세가지 모형에서 다같이 약 0.8이다. 우리나라 경제의 특성은 위험기피계수와 할인율이 높은 사업에 투자할 태세를 갖추고 있으며 이로 인하여 고도성장이 가능케 되었다고 할 수 있다. 非期待效用函數에 있어서 危險母數(risk parameter)와 代替母數(substitution parameter)의 比率은 0.7로 높게 나왔다. 이 비율은 不確實性이 낮게 해소됨을 선호한다는 것을 나타낸다. 相對的 危險忌避係數, 時間選好도와 危險母數-代替母數 比率을 모두 함께 고려할 때, 한국경제는 진취적인 특성을 구비하여 고도의 성장을 실현시켰다고 말할 수 있다. 위험을 덜 기피하고 할인율이 높고 불확실성을 낮게 해소하려는 것이 상호보완성을 견지하면서 경제발전에 건인차를 제공하고 있다. 우리나라의 경제에 있어서 화폐는 자산의 가격결정에 중요성을 갖는 변수이다. 消費의 異時的

代替彈力性和 相對的 危險忌避는 分離되어 있다. 效用函數는 오목(concave)하지 않는 바, 이것은 代表的 經濟主體가 效用的 極大化에 있는 것이 아니라 말안장점(saddle point)에 있거나 極小化에 있다는 점을 제시하고 있다.

이 점을 심도있게 파악하기 위하여 Lucas(1978)의 전개 과정을 따라가 보자. 永生하며 모두 동일한 성질과 속성을 갖고 있는 단일의 소비자들을 대표하는 하나의 경제주체로서 단일의 소비자를 상정하자. 이 소비자는 자신의 期待效用을 極大化시키는 確率的 消費와 投資를 다음과 같이 선택한다.

$$E_t[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(C_i) | f_t] \quad (1)$$

위에서 C_t 는 기간 t 의 단일화폐의 消費를 나타내는 確率過程이고, $\beta \in (0, \sim 1)$ 은 주관적 할인요소이고, $U(\cdot)$ 는 기간 t 의 효용선호를 표현하는 強增, 強오목函數이다. E_t 는 시간 t 에 이용 가능한 정보를 조건부로 하는 期待值 因子(expectations operator)이다. ϕ_t 는 情報集 集合으로 시간 t 까지 그리고 이를 포함하는 기간까지 발생하는 모든 상태변수들의 역사이며 이에는 경제주체의 실질 자산의 수익의 현재 및 과거의 값이 포함되어 있다고 가정한다.

대표적 경제주체는 자신의 일생에 걸친 효용을 극대화할 수 있도록 자신의 富(wealth)를 n 個 資産과 소비에 배분한다. t 初期에 자산을 소유하면 t 期末에 이 자산으로부터 벡터 d_t 를 받는다. 이때 이 자산의 가격벡터는 P_t 이다. w_t 를 시간 t 에 있어 n 개 자산의 보유량이라 하자. 시간 t 에 있어서 이 경제주체의 소비는 다음과 같은 제약식으로 표현할 수 있다.

$$C_t + P_t W_{t+1} \leq (P_t + d_t) + Y_t. \quad (2)$$

위에서 Y_t 는 시간 t 에 얻는 소득수준이다. 이 경제주체가 시간 t 初에 완전한 정보를 갖고 있으며 式 (2)를 제약조건으로 式 (1)을 극대화시키면 필요조건은 다음과 같다.

$$U'(C_t) = \beta E_t[U'(C_{t+1})R_{i,t+1}], \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (3)$$

위에서 $R_{i,t+1}$ 은 $t+1$ 期の 資産 i 의 收益이다. 式 (3)에 의하면 이 경제주체가 시간 t 에서 자산 i 를 더 구입하기 위하여 소비를 희생시킬 때 그가 잃게 될 한계효용은 시간 $t+1$ 에서 이 자산을 매각하여 그 금액을 소비에 충당할 때 얻게 되는 할인된 限界效用과 均衡에서 일치해야 한다는 것이다. 그런데 式 (3)에서 사용된 효용함수는 일반효용함수로서 함수형이 제시되어 있지 않다. 따라서 우리나라에 적합한 효용함수의 인지가 탐구되어야 한다.

Mehra와 Prescott(1985)에 의하면 기대효용에 의한 대표적 경제주체의 극대화 모형은 실증력이 약하다. 일련의 균형모형은 미국경제에 있어 자본자산의 과거의 평균을 재생산시키지 못하고 있으며, 부채는 평균수익의 0.8%, 주식은 약 7.0% 밖에 반영시키지 못하고 있는 바, 이것을 [주식 프리미엄의 수수께끼](equity premium puzzle)라고 명명하였다. Hansen과 Singleton (1982)의 추정에 의하면 相對的 危險忌避係數가 미국의 경우 약 2.0인 바, Grossman과 Shiller(1981), Mehra와 Prescott(1988)와 Hall(1988)은 [주식 프리미엄 수수께끼]를 해소하기 위해서는 상대적 위험기피계수가 4.0이상이어야 한다고 주장하고 있으며, Grossman, Melino 그리고 Shiller(1987), Kandel과 Stambaugh(1989), 그리고 Cecchetti와 Mark(1990)는 20-30의 범위에 있어야 한다고 주장한다. Kocherlakota(1980)는 時間選好度가 陰數이면 과거의 증권의 수익율을 재현시킬 수 있음을 제시하고 있다.

[주식 프리미엄 수수께끼]에 대한 해명을 시도하기 위해서는 기대효용함수에 화폐요소를 도입하여 消費基底模型을 檢證하여야 한다. Euler 방정식은 단일재화의 순수교환경제 하에서도 출된 모형으로 가격, 배당, 이자 등이 모두 재화로 표시된다. 따라서 현실경제는 貨幣經濟이므로 消費財와 資本의 價値는 모두 화폐로 표시된다. 따라서 투자자는 소비행위와 자본시장에서의 활동에 있어 화폐의 중요성을 인식하고 경제행위를 수행한다. 화폐의 역할을 Lucas와 Stockey(1987) 등의 cash-in-advance 모형에서 중요시된다.

貨幣效用函數模型은 Finn(1990) 등이 미국자료를 사용하여 검증한 바 있다. 그들은 Dixit와 Goldman(1970), Fama와 Farber(1979), Leroy(1986)와 Stulz(1983) 등에 입각하여 計量經濟學的 模型을 정립하였다. 대표적 경제주체는 소비와 실질화폐잔고의 확률과정 위에 정의된 선호를 갖고 있으며 이 선호가 기대효용함수로 표시된다고 가정한다. 경제주체는 예산 제약조건 하에서 평생의 기대효용을 극대화한다. 즉,

$$E_t[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{t,m_t})] \tag{4}$$

s. t.

$$P_t C_t + P_t W_{t+1} + M_{t+1} = (P_t + d_t) W_t + M_t$$

위에서 m_t 는 實質貨幣殘高, M_t 는 名目貨幣殘高, P_t 는 시간 t 에서의 物價水準을 의미한다. 효용함수는 상대적 위험기피계수가 일정한 형태를 취한다고 가정하면 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$U(C_t, m_t) = [C_t^\delta (m_t)^{(1-\delta)}]^\gamma / \gamma \quad \text{for } \gamma \neq 0 \quad (5)$$

$$U(C_t, m_t) = \delta \log(C_t) + (1-\delta) \log(m_t) \quad \text{for } \gamma = 0 \quad (6)$$

위에서 $\delta \in (0, 1)$ 는 효용함수에서 소비와 실질화폐잔고의 상대적 중요성을 반영하는 選好母數이다. 그리고 γ 는 危險忌避係數이다. 이 문제의 극대화를 위한 필요조건은 오일러 방정식으로 다음과 같다.

$$E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\delta\gamma-1} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{(1-\delta)\gamma} R_{it}^e - 1 \right] = 0 \quad (7.1)$$

$$E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\delta\gamma} \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{(1-\delta)\gamma} \left(\frac{m_t}{C_{t+1}} \right) + \frac{1-\delta}{\delta} - \frac{m_t}{C_t} \right] = 0 \quad (7.2)$$

위에서 上位添字 e는 期末의 값을 의미한다. 위의 식 (7)은 식 (5)와 (6)의 效用函數를 적용하여 제1차 미분에 의하여 용이하게 도출된 것이다. 이 모형에 대한 실증분석은 다음 절에서 제시한다.

IV. 資本市場의 動態的 構造

본 연구에는 각 변수(즉, M2로 측정된 通貨量, 長短期 國債 및 會社債收益率, 消費者物價指數, 그리고 韓國綜合株價指數 등)마다 1980년 1월부터 1996년 6월말까지의 分期別 資料를 사용하였다. 그리고 實證分析에 이용된 각 변수들은 위의 자료로부터 다음과 같이 산출하였다.

$$\text{M2의 유통속도} = \frac{\text{개인소득}}{\text{M2}}$$

$$\text{장단기수익비율} = \frac{\text{장기채권 수익률}}{\text{단기채권 수익률}}$$

$$\text{화폐차등수익률} = \text{단기채권수익률} \times \frac{\text{본원통화}}{\text{통화량}}$$

$$\text{실물자산명목수익률} = \text{명목총량소득의 변화율}$$

〈표 1〉 상관관계

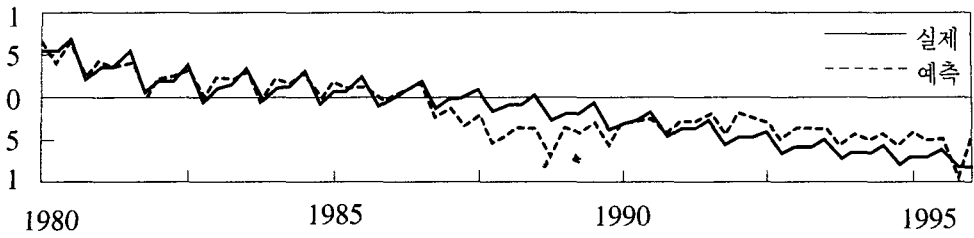
	M2	S	L	H	G
M2	1.00	-0.82	-0.21	0.48	0.38
S		1.00	0.24	-0.32	-0.11
L			1.00	-0.01	0.15
H				1.00	0.14
G					1.00

여기에서 貨幣差等收益率은 短期名目資産의 收益率을 나타내고, 名目所得의 變化率이란 價格의 變化率을 의미하고 있고 生産의 變化率도 의미한다. 말하자면 이 변수는 소득의 효과를 측정하기 위한 변수들이다. 한 국민경제에 있어서 두 개의 축은 實物生産所得, 즉 GNP 또는 GDP와 通貨量이다. 통화량은 M2로 간주하였다. 우리나라의 통화정책당국이 M2를 정책의 기본수단으로 삼고 있기 때문에 M2를 본 연구의 변수로 도입한 것이다. 주시가격은 종합주가지수를 表象値로 간주하였다.

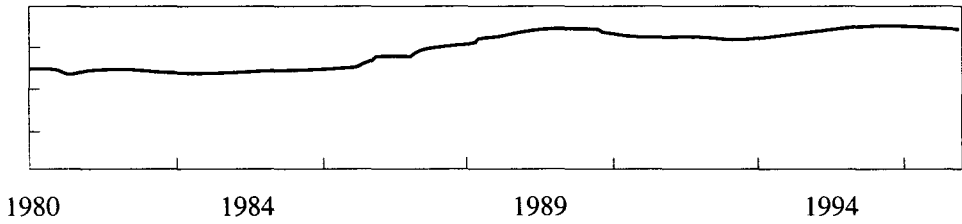
본 논문에서 사용하고 있는 변수들의 상관관계를 〈표 1〉에 제시한다. 貨幣의 流通速度와 對數實質株價(log of real stock price)의 상관계수는 -0.82로 상당히 높다. 유통속도와 장단기 수익비율의 상관계수는 상당히 적다. 유통속도와 화폐차증수익률, 유통속도와 실질자산명목 수익률의 상관계수는 그리 낮은 편은 아니다. 유통속도를 제외한 나머지 변수들 간의 상관계수는 낮다. 따라서 이 변수들로 구성되는 선형관계는 多重共線型性的의 問題가 야기되지 않는다.

화폐의 수요를 구성하는 인자들로써 인정되고 있는 변수들의 時系列의 特性을 살펴 보도록 하자. 통화량의 시계열적 운동을 살펴 보기 위하여 제시한 것이 [그림 1]이다. 이것은 M2를 기본으로 한 流通速度를 그래프화한 것이다. 굵은 선은 실제의 통화량이고 얇은 선은 기대값이다. 기대값과 실제값의 움직임의 방향은 동일하다. 1980년대 전반은 기대값과 실제값이 거의 동일하다. 1980년대 후반은 실제값이 기대값보다 크고 1990년 상반기는 기대값이 실제값을 상회하고 있다. 그러나 그 차이가 큰 것은 아니다. 이와 같은 사실이 가장 중요한 현상 중의 하나이다. 즉, 관찰된 화폐의 유통속도와 예측된 유통속도의 관계가 일관성을 유지하고 있다는 것이다. 그리고 이와 같은 관계가 단절됨이 없이 연속적으로 지속되고 있다는 것이 또 다른 중요한 현상 중의 하나이다.

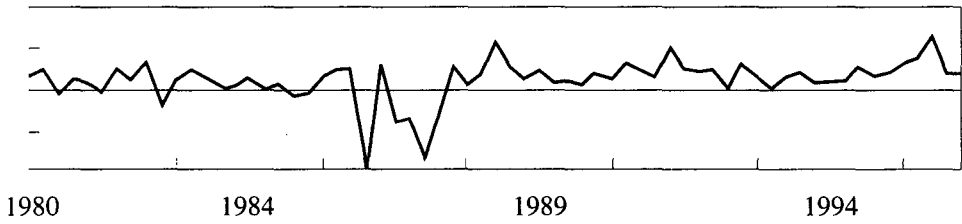
貨幣의 流通速度에 대한 또다른 중요한 현상은 화폐의 유통속도가 계속하여 下降하고 있다는 것이다. 通貨量과 流通速度가 逆의 關係를 갖고 있다는 것이 一般的 理論이다. 화폐의 유



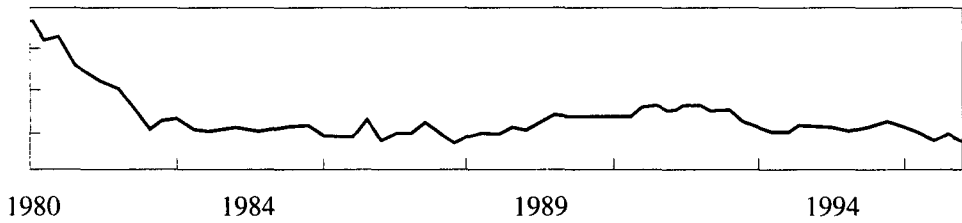
[그림 1] 화폐유통속도의 시계열



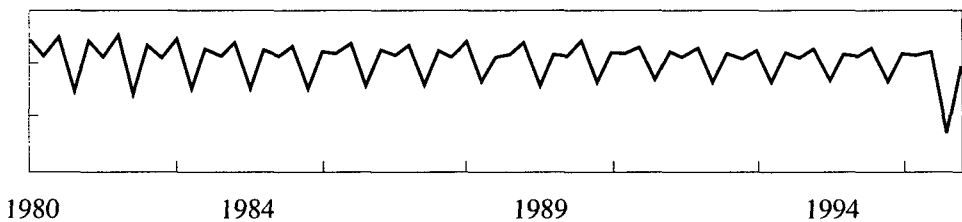
[그림 2] 대수실질 주가의 시계열



[그림 3] 장단기수익비율의 시계열



[그림 4] 화폐차등수익률의 시계열



[그림 5] 실질자산명목수익률의 시계열

통속도가 지속적으로 하락하고 이 하강추세의 직선상에서 톱니바퀴와 같은 계절적 변동을 형성하고 있다. 이 그림이 제시하고 있는 바는 통화량이 일관성있게, 즉 구체적으로 직선의 성향으로 증가해 오고 있다고 해석할 수 있다. 貨幣政策은 一貫性의 基底 위에서 실행되고 있다고 지적할 수 있다. 이 그림에서 보여 주고 있는 것은 통화량을 예측할 수 있다는 점이다.

對數實質株價의 時系列을 그래프화 한 것이 [그림 2]이다. 이 그래프는 수평선을 유지하다 완만한 상향선을 형성한다. 그 후 다시 수평선을 유지하며 시계열의 끝부분에서 하강곡면에 접어 들고 있다. 이와 같은 완만성은 실질주가를 그대로 사용하지 않고 對數(logarithm)를 취하여 변동의 폭을 축소하였기 때문에 이루어지는 현상이다. 그러나 대수를 취하여도 변동폭의 축소는 이루어지지만 樣態(pattern) 그 자체를 변경시킬 수는 없다. 이 특성은 분기별 자료의 특성이라고 파악할 수 있다. 예비적 조사로서 수행된 日別株價의 시계열적 움직임과 그 변동형태를 보면 그 움직임이 완만하지 않음을 알 수 있다.

長短期收益比率의 時系列의 特性을 제시한 것이 [그림 3]이다. 이 비율은 80년대 하반기를 제외하면 모두 0보다 큰 공간에 자리잡고 있다. 이것은 利率의 期間構造가 上向曲線을 형성하고 있다는 것을 보여 준다고 할 수 있다. 그리고 시간의 흐름에 따른 變動도 상당히 크다. 1985-1987년 간에는 이 비율이 0 이하의 공간에 위치하고 있으며 급격하게 上下의 運動을 전개하고 있다. 이 시기는 정치적으로 상당히 불안정 시대였는 바, 이 상황이 반영된 것 같다. 이 시기에는 장기투자보다는 단기투자가 선호되었다. 그러나 정치적 안정이 회복되자 원래의 投資樣態가 回復되었다고 볼 수 있다.

貨幣差等收益率의 時系列의 움직임을 [그림 4]로 제시한다. 이 시계열은 0.02수준에서 비교적 완만하게 변동한다. 그러나 1980년대 초에 약 0.08에서 시작하여 급격히 감소하였다. 이 수익률은 本源通貨對 M2 通貨量比率에 단기수익률을 곱하여 얻은 수치이다. [그림 4]에서 볼 수 있는 바와 같이 1980년대 초의 장단기 수익비율이 우리나라의 일반적 행동양태를 갖고 있는 만큼 本源通貨對 通貨量比率에 의하여 이와 같은 현상이 발생하였다고 할 수 있다. 이 시계열의 시작부분에는 이 비율이 높았으며 이 비율이 급격히 하락한 후 일정한 수준이 비교적 유지되었다고 할 수 있다. 이 시기에는 본원통화가 통화량에 비하여 상당히 높았다는 것을 의미한다.

[그림 5]는 實質資產名目收益率의 時系列을 그래프화한 것이다. 이 그림은 어금니와 같은 모양을 하고 있다. 동일한 모양을 1년마다 반복하고 있다. 전기간에 걸쳐 안정적 양태를 형성하고 있다. 소득의 변화는 급격한 변동이 이루어지지 않고 있다고 할 수 있다. 1980년대 말부터 현재까지는 이전보다 분기별 변동폭이 축소되었다. 바람직한 현상이라고 해석할 수 있다. 1996년의 제1분기는 소득이 상당히 감소되었으나 2분기에는 상향성을 회복하여 正規的 形態로 復歸하고 있다.

본 논문에서 사용하고 있는 변수들의 時系列의 特性的의 一般의 狀況을 살펴 보았는데, 이 특성을 보다 구체적으로 이해하기 위하여 時系列 相關關係를 살펴 보도록 하자. 통화정책을 반영하는 변수로는 화폐의 유통속도와 화폐차등수익률이다. 화폐의 유통속도는 M2를 기본으로 하여 산출된 변수이다. 화폐의 유통속도, 즉 M2의 유통속도의 대수값(log)의 시계열 상관을 제시하면 <표 2>와 같다. 이 표의 첫째 列에 의하면 제1계 자기상관이 0.84이고 제2계 자기상관과 제2계 자기상관은 각각 0.79와 0.73이다. 제9계 상관까지 0.50을 상회하고 있다. 상당히 큰 數이다. 제14계 자기상관까지 0.30을 넘는다. 이와 같은 현상은 화폐의 유통속도를 상당히 정확하게 단기적으로 그리고 장기적으로 예측할 수 있다는 점을 제시하고 있다는 것이다. Box-Pierce 통계량과 Bartlett 통계량에 의해서 이 수치는 유의성을 갖고 있다는 점이 입증된다. 제25계 自己相關부터 그 이상은 陰數이며 시차가 增加할수록 自己相關의 絕對値는 增加하고 있다.

貨幣의 流通速度의 時系列 相關을 보다 실감있게 인지하기 위하여 그래프로 제시하면 (그림 6)과 같다. 약간의 굴곡현상이 존재하기는 하지만 하향하고 있으며 대체적으로 직선이라고 보아도 무방하다. 이 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 貨幣의 流通速度는 線形關係로서 長·短期的으로 豫測이 가능하다고 할 수 있다.

화폐의 차등수익률을 <표 2>의 둘째 列로 제시한다. 제1계 시계열 상관은 0.80이다. 상당히 높다. 제2계 시계열 상관이 0.66이고 제3계 및 제4계 시계열 상관이 각각 0.49와 0.38이다. 제10계 시계열 상관부터는 음수이며 대략 -0.15수준이다. 화폐의 차등수익률도 화폐의 유통속도와 마찬가지로 예측이 가능하다. 이점을 보다 극명히 보기 위하여 그래프화한 것이 (그림 7)이다. 이 그림에 의하면 제1계부터 제8계 시계열 상관까지는 직선으로 감소하여 0에 도달한 후 그 후 -0.15에서 수평선을 이루고 있다. 특이한 양상을 띄고 있는 시계열 상관이다.

實質株價의 對數값(log)의 自己相關을 제시하면 <표 2>의 셋째 列과 같다. 이 표에서 보는 바와 같이 대수실질주가의 자기상관은 제1계가 0.97이고 제2계와 제3계가 각각 0.94와 0.90이다. 제14계 이상의 자기상관은 모두 0.30이상이다. 그 후 감소하다 제22계 자기상관부터는 음수이며 이 음수도 절대값에 있어서는 기간이 길어짐에 따라 증가하고 있다. 이와 같은 자기상관의 양태는 대수실질주가가도 예측이 가능하다는 점을 제시하는 것으로 해석할 수 있다. 이 점을 보다 구체적으로 살펴 보도록 하자. (그림 8)을 보면 實質株價의 時系列 相關이 直線으로 減少하고 있음을 볼 수 있다. 특이한 형태라고 하지 않을 수 없다. 그리고 이 직선의 기울기가 상당히 크다.

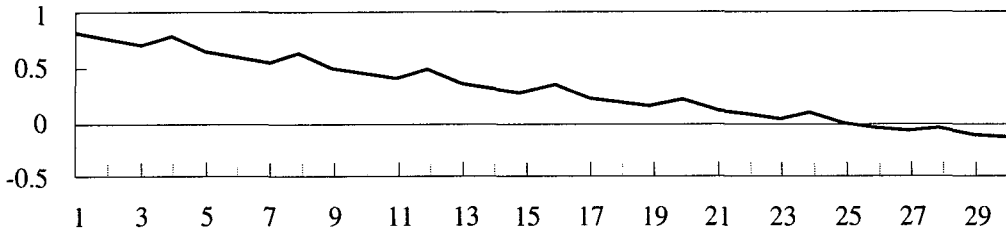
長短期收益比率의 自己相關은 <표 2>의 넷째 列에 제시하였는 바, 그 값이 상당히 낮으며 표에서는 제시하지 않았으나 Box-Pierce 통계량은 유의성이 없음을 증거하고 있다. 이 자기

〈표 2〉 시계열의 자기상관

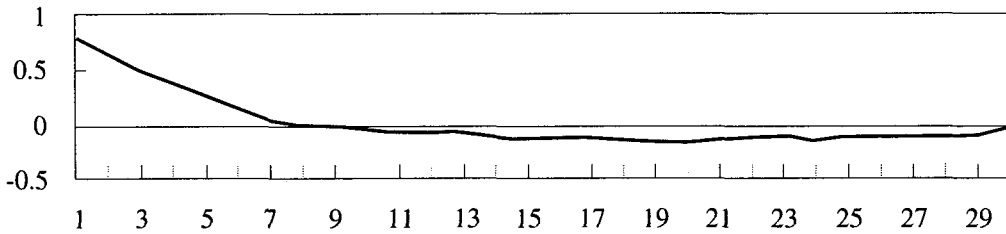
시 차	V	H	S	L	G
1	.84	.80	.97	.22	-.40
2	.79	.66	.94	.30	.06
3	.73	.49	.90	.17	-.41
4	.80	.38	.86	.20	.76
5	.66	.25	.81	.04	-.38
6	.61	.14	.76	-.18	.05
7	.55	.05	.70	-.01	-.38
8	.62	.00	.64	.01	.69
9	.49	.00	.58	.02	-.34
10	.45	-.04	.52	.05	.04
11	.40	-.07	.47	.06	-.34
12	.47	-.08	.41	.01	.64
13	.35	-.09	.36	.04	-.31
14	.31	-.12	.30	.04	.03
15	.26	-.14	.26	-.08	-.31
16	.32	-.14	.22	-.06	.60
17	.21	-.14	.18	-.10	-.30
18	.17	-.15	.14	.02	.02
19	.13	-.17	.10	-.16	-.30
20	.18	-.18	.06	-.03	.54
21	.08	-.16	.02	-.01	-.27
22	.04	-.15	-.02	-.11	.01
23	.01	-.13	-.06	-.02	-.27
24	.05	-.18	-.10	-.03	.51
25	-.04	-.15	-.13	.06	-.27
26	-.08	-.15	-.17	-.08	.02
27	-.11	-.14	-.21	-.04	-.24
28	-.07	-.16	-.24	.05	.47
29	-.15	-.14	-.27	.05	-.23
30	-.18	-.09	-.30	-.03	.01

* Bartlett 통계량 : 0.124035

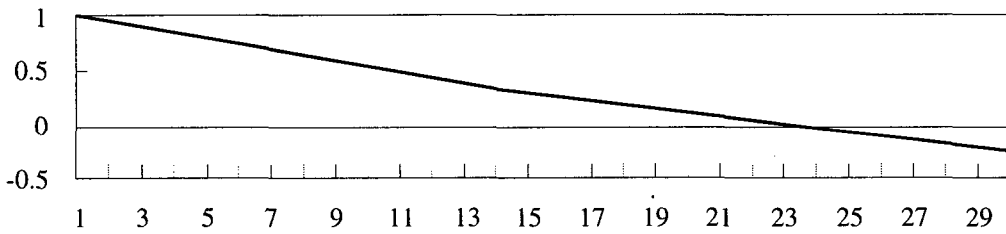
** V : 화폐의 유통속도; H : 화폐차등수익률; S : 대수실질주가;
L : 장단기수익비율; G : 실질자산명목수익률



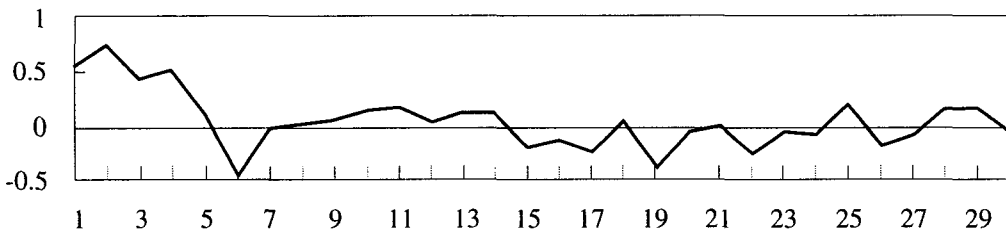
(그림 6) 화폐의 유통속도의 시계열 상관



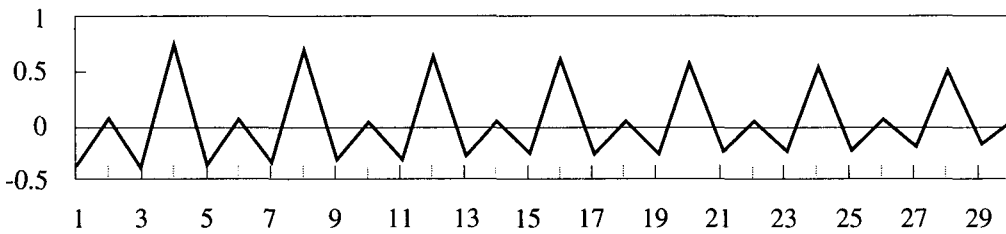
(그림 7) 화폐의 차등수익률의 시계열 상관



(그림 8) 대수실질주가의 시계열 상관



(그림 9) 장단기수익비율의 시계열 상관



(그림 10) 실질자산명목수익률의 시계열 상관

상관을 그래프로 표시한 것이 [그림 9]인 바, 이 그래프를 보면 자기상관 0 주위에서 진동하고 있음을 알 수 있다.

實質資産名目收益率의 時系列 相關을 제시하면 <표 2>의 마지막列과 같다. 이 표에 의하며 이 시계열 상관은 음수에서 시작하여 다음은 양수이며 음수-양수의 양식을 계속적으로 예외없이 반복하고 있다. 특이한 형태라고 할 수 있다. 이와 같은 양식은 그래프에 의해서 실감있게 인지할 수 있다. [그림 10]에 의하면 음수에서 시작하여 0에 접근하고 그 후 하강하여 이전의 수준으로 수렴한 후 급격히 상승하여 0.8로 상승한 후 급격히 이전의 수준으로 하강한다. 이것이 한 주기이며, 이와 같은 주기가 반복하고 있다.

요컨대 時系列 相關은 화폐의 유통속도, 화폐의 차등수익률과 실질주가는 직선의 형태를 갖고 있다. 장단기수익비율과 소득변화율은 치찰의 형태를 갖고 있다. 前者의 형태가 시계열 상관의 일반형태라고 할 수 있다. 그러나 투자의 형태는 일반적이라고 보기는 어렵고 특수한 형태라고 볼 수 있으며, 우리나라의 데이터의 長期的 特性이라고 할 수 있다.

VI. 證券價格形成의 메카니즘

앞 절에서는 본 연구에서 사용되는 변수들의 시계열 특성을 분석하였다. 시계열마다 독특한 특성과 行動樣式을 갖고 있음을 알게 되었다. 이와 같이 독특한 屬性을 갖는 시계열의 相互作用에 의하여 증권의 가격이 형성되고 통화정책과 주가와와의 관계가 정립되고 그 특성이 형성될 것이다. 이와 같은 의미에서 증권의 가격을 형성시키는 mechanism의 인식이 중요시된다.

본 절에서는 금융정책과 여러 증권들의 가격형성 메카니즘을 분석하기 위하여 통화량과 주가, 장단기채권, 가격, 화폐차등수익률 및 명목소득변화율과의 관계를 정립하도록 한다. Friedman과 Schwartz (1982)와 Friedman (1988)은 화폐실질잔고나 화폐의 유통속도는 이 변수들의 함수라는 점을 실증분석을 통하여 밝히고 있다. 화폐의 수요는 거래적 동기와 투기적 동기에 의하여 발생한다. 통화당국은 화폐의 수요를 여건으로 하고 국민경제의 원활한 운용과 지속적인 성장발전을 이룩하기 위하여 적절한 화폐공급을 결정한다. 貨幣의 需要를 誘發하는 去來의 動機는 國民所得이나 生産所得의 函數이다. 투기적 동기에 의한 화폐수요는 금융자산의 함수이다. 위험성 자산의 수익이 증가하거나 증가하리라고 기대되면 단기의 무위험 자산에 대한 투자에서 危險性 資産에의 투자로 이전한다. 이와는 반대현상이 발생하면 위험성 자산인 주식과 장기채권에 대한 투자로부터 단기의 無危險 資産에로의 투자로 전회한다. 주가, 장단기채권투자의 선호와 대체를 표상하는 장단기수익비를 그리고 화폐의 수익률을 나타내 주는 화폐차등수익률이 위험성 자산과 단기의 무위험 자산 그리고 短期資産과 長期資産 간

의 선호와 대체를 형성해 주는 변수들로서 거래적 동기에 의한 화폐수요를 상징하는 변수들이다. 이 변수들의 관계는 다음과 같은 회귀模型으로 정립할 수 있다.

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 L_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 G_t + \epsilon_t \quad (8)$$

위에서

t = 기간

V = M2의 유통속도의 대수(log)값

S = 실질주가의 대수값

L = 장단기수익비율

H = 화폐차등수익률

G = 실질자산명목수익률

ϵ = 확률적 교란항

식 (8)에서 確率的攪亂項 ϵ 은 정규분포를 따르며 기간 t 나 독립적인 iid 확률변수로 가정 상정하며 이 때 이 변수의 기대값은 0이고 분산은 σ^2 로 同分散性을 유지하고 있다고 가정한다.

株式의 價格이 상승하면 名目所得과 實質所得이 상승하여 所得效果가 발생한다. 실질주가 상승하게 될 때 주식 수익율이 증가하므로 주식과 채권으로 구성된 포트폴리오에 있어 투자자는 비교적 위험성이 적은, 또는 무위험의 채권투자에 비하여 주식투자의 포트폴리오 가중치를 증가시키려고 할 것이다. 즉, 주식이 무위험성 또는 위험이 아주 낮은(그리하여 수익률이 낮은) 채권을 대체하게 되어 대체효과가 발생할 것이다. 이와 같은 효과를 제시한 것이 <표 3>이다.

<표 3>에서 볼 수 있는 바와 같이, 이론에 비추어 예상된 것과 마찬가지로, 對數實質株價(log of real stock price)의 係數는 陰數이다. t 값의 절대치도 11.4로 상당히 커서 통계적 유의성이 보장된다. 주가와 화폐의 流通速度가 逆의 關係를 갖는다는 것을 株價와 實質貨幣殘高水準(level of real cash balances)이 正의 關係를 갖고 있다는 의미이다. 주가의 상승은 名目的 富(wealth)의 增加를 의미하며, 所得의 變動보다 株價의 變動(fluctuation)이 보다 크게 되어 富對所得比率(ratio of wealth to income)의 增加를 가져오게 된다. 富와 所得比率의 증가는 貨幣와 所得比率의 증가로 반영될 것이라고 기대되며 따라서 화폐의 유통속도는 낮아지리라고 예상된다. 株價의 上昇은 無危險 資産에 비하여 危險性 資産으로부터 발생되는 수익이 증가한다는 점을 반영해 준다. 이 두 자산의 상대적 평가의 변화는 위험기피 정

〈표 3〉 주가와 화폐의 유통속도

변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률
계 수	0.9274	-0.3323	-0.3192	7.3248	0.6443
표준오차	0.2435	0.0292	-0.2329	2.0301	0.1278

$R^2 = 0.8093$ $\bar{R}^2 = 0.7966$
 Durbin Watson 통계량 = 0.435

도의 하향에 의한다고 보기는 어렵다. 이와 같은 현상은 투자자가 형성시켰던 포트폴리오에서 장기부채의 비중을 감소시키고 동시에 비교적 안전한 자산의 비중을 증가시켜서 주가의 상승에서 발생하는 위험의 증가를 상쇄시키고 있다는 것이라고 해석할 수 있다. 주가의 상승은 거래를 용이하게 하기 위하여 화폐의 증가가 요구된다.

長短期債券收益率 比率의 係數는 陰數이다. t 값의 절대치가 1.4로서 통계적 유의성은 확보가 되지 못하고 있다. 이 계수가 음수라는 점은 경제현상을 적절히 반영하고 있다고 해석할 수 있다. 위험을 분산시키고자 하면 이 계수는 음수이어야 한다. 위에서 설명한 바와 같이 어느 투자자의 포트폴리오의 위험수준은 그 투자자의 위험기피 성향 또는 효용함수에 의하여 결정되며 이 위험수준을 전제로 최적수익을 얻고자 한다. 말하자면 支配原理(dominance principle)가 투자자들의 포트폴리오 형성을 지배한다. 주가가 상승하면 실현수익이 상승하고 기대수익도 상승하기 때문에 포트폴리오를 수정하여 주식투자의 비율을 높일 것이다. 이 때 포트폴리오 위험은 이전 보다 상승할 것이다. 상승된 위험을 이전의 상태로 환원시키기 위하여는 채권의 위험을 감소시켜야 할 것이다. 債券의 危險을 減少시키기 위하여는 無危險 資産에 대한 投資, 즉 短期債券의 投資比率를 높이고 상대적으로 위험이 큰 장기채권의 포트폴리오 비율을 감소시켜야 할 것이다. 따라서 장기·단기채권 수익을 비율의 계수는 음수가 되어야 한다. 이 비율의 증가는 단기이자율의 상승이 예상된다는 것을 의미하며, 소득에 대한 現金殘高의 비율이 후에 감소하게 된다. 뿐만 아니라 이 장단기 수익을 비율의 증가는 미래의 인플레이션에 대한 두려움의 반영인 것이다.

貨幣差等收益比率과 實質資産名目收益率의 값은 陽數이며 t 값도 統計的 有意性을 갖고 있다. Friedman과 Schwartz (1982)는 이 두 변수가 화폐의 수요에 영향을 미치는 주요 변수라는 점을 밝힌 바 있다. 화폐차등 수익비율은 본원통화에 의하여 산출된 수치이며 본원통화의 증가는 화폐공급의 증가를 유발한다. 去來的 動機에 의한 화폐수요가 소득의 함수라는 점은 일반적으로 수용된, 널리 알려진 이론이다.

〈표 3〉에 의하면 Durbin-Watson 통계량이 매우 낮다. 이것은 잔차의 시계열 상관성이 강

하게 존재한다는 것을 의미한다. 강한 시계열 상관성이 존재하는 경우 계수의 추정치에는 偏倚(bias)가 존재하지 않지만 t값에 편의가 존재할 가능성이 높다. 이와 같은 가능성을 배제하기 위하여 추가변수의 시차변수를 회귀모형인 식 (8)에 독립변수로 도입하였으며 그 결과가 <표 4>이다. 시차변수의 도입은 動態的 構造를 파악하는 과정이다. 이 표에서 보는 바와 같이 Durbin-Watson 통계량은 <표 3>과 대동소이하며 오히려 0.02 정도가 감소되었다. 시계열 상관성이 감소되지 않고 있다. 변수의 계수는 음수이며 t값은 유의적이다. 반면 시차를 도입하지 않은(contemporaneous) 추가변수의 값은 제1계 시차 주식변수를 도입하지 않은 경우와는 달리 양수이다. 그러나 다른 변수들의 부호는 <표 3>과 동일하다. 그러나 화폐차등수익률의 값은 약 2가 증가한 반면, 명목총소득 변화율은 약 0.08이 감소되었다. 시차가 종속변수와 기간이 동일한 추가변수의 계수가 음수에서 양수로 변하고 시차변수의 계수가 음수라는 점은 대체효과가 발생하고 있다는 점을 제시하고 있는 것이다. 동일기간 변수의 t값이 낮아 통계적 유의성을 확보하지 못하고 있다. 이 점이 더욱 분명하게 대체효과 존재를 강화해 주고 있다. 이 결과에 의하면 富의 效果와 代替效果가 공존하고 있다.

이 효과를 보다 면밀하게 살펴 보고 아울러 通貨政策의 動態的 行動樣式을 보다 잘 이해하기 위하여 제3계 시차 추가변수를 기본으로 하고 시차가 0과 시차 1인 추가변수를 도입하였다. 이 때 회귀모형은 다음과 같다. 즉,

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-3} + \alpha_2 L_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 G_t + \eta_t \quad (9)$$

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-3} + \alpha_2 L_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 G_t + \xi_t \quad (10)$$

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_{t-3} + \alpha_2 L_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 G_t + \alpha_6 G_{t-1} + \xi_t \quad (11)$$

이 결과를 <표 5>에 제시한다. 이 표에 의하면 제3계 시차변수의 계수는 모든 경우에 음수이다. 시차가 0인 변수의 계수는 모두 양수이다. 그리고 시차 1의 종속변수는 음수의 계수를 갖고 있다. 시차 0과 시차 1의 변수는 t값이 낮아 유의성이 확보되지 못하고 있다. 그런데 Durbin-Watson 統計量은 세 개의 경우 모두 유사하고 그 값이 상당히 낮으며 <표 3>에 비하여 개선된 점이 거의 없다. 長短期 比率은 시차변수를 도입하지 않을 경우 그 계수가 음수이다. 그러나 시차변수들을 도입하면 모두 양수이다. 이 변수는 그 통계적 유의도가 낮긴 하지만 그 계수의 부호가 양수라는 것은 단기의 무위험 채권투자에서 장기의 위험성 채권으로 투자가 이동한다는 것을 의미한다. 원래는 株價가 上昇하면 名目的 富가 增加되고 포트폴리오의 위험을 일정하게 유지하고자 하는 투자자가 시장을 지배하고 있어 장기채권에서 무위험이 단기채권으로 투자가 이동되어야 할 것이다. 시차 3의 추가변수를 기본 종속변수로 하고 시차 0과 시차 1의 변수를 부차적 종속변수로 할 때에는 시차변수를 도입하지 않는 경우에는 대체

〈표 4〉 시계열 상관의 영향

	변수	상수	주가	장단기 수익비율	화폐차등 수익율	실질자산명 목수익률	주가의 시차			
무시차	계수	0.9274	-0.3323	-0.3192	7.3248	0.6443				$R^2 = 0.8093$ $\bar{R}^2 = 0.7966$ Durbin Watson 통계량 = 0.435
	표준오차	0.2435	0.0292	0.2329	2.0301	0.1278				
시차	계수	0.9618	0.1021	-0.1442	9.0505	0.5814	-0.4398			$R^2 = 0.8165$ $\bar{R}^2 = 0.8007$ Durbin Watson 통계량 = 0.413
	표준오차	0.2412	0.1903	0.2384	2.3232	0.1279	0.1907			
장기 추정	계수	0.6680	0.0709	-0.1002	6.2859	0.4038	-0.3055			

효과가 발생하는 것과 달리 대체효과가 발생하지 않고 오히려 逆의 代替效果가 발생한다. 이것은 앞으로 시차 3의 시간이 경과한 후에야 실제로 화폐공급이 증가하리라고 예상하기 때문에 현재로서는 대체할 필요가 없다고 투자자가 느끼고 이에 따라 투자활동을 전개하기 때문에 발생하는 것이다. 이와 같은 의미에서 대체효과는 존재한다. 시차 3의 주가변수의 계수와 장단기 비율의 계수를 비교할 때 주가변수의 계수가 상당히 크다. 따라서 富의 效果가 대체효과보다 크다.

주가의 계수를 富의 效果로 볼 때 그것은 가격이 실질주가로 표상된다고 볼 수 있는 자산의 총가치에 대한 實質現金殘高의 彈力性を 表象하고 있는 것이다. 그와 같은 자산의 실질가치가 1% 증가하면 〈표 3〉과 〈표 4〉에서 보여 주는 바와 같이 M2 현금잔고 실질가치의 1% 증가의 약 1/3 또는 1/10에 이르게 된다.

화폐정책과 주가와와의 관계를 분석한 실증결과에 의하면 〈표 4〉와 〈표 5〉에서 보여 주는 바와 같이 시차변수를 도입할 때 결과가 변화하고 있다는 현상이 노정되고 있음을 알게 되었다. 이점을 보다 분명히 보기 위하여 기본 방정식인 식 (8)에 실질주가의 시차변수를 도입하여 회귀계수들을 구하였는 바, 이것은 〈표 6〉과 같다. 〈표 6〉에 기본 방정식의 실증 추정결과와 시차 1, 시차 2 및 시차 3의 추정결과가 함께 제시되었다. 시차변수를 도입하지 않은 경우에는 주가변수의 계수가 음수이며 t값은 유의적이다. 그러나 시차변수를 도입하면 시차 0의 독립변수값은 유의성을 상실한다. 그리고 t값은 유의성을 상실한다. 時差 0 變數의 係數는 -0.33에서 0.10 정도로 변환되며 그 값이 그렇게 큰 편이 되지 못한다. 반면 새로 도입된 시차변수들의 값은 陰數이며 모두 t값이 유의적이다. 따라서 M2와 주가와와의 관계는 시차가 없는 주가변

〈표 5〉 소득효과와 대체효과

상 수	주 가 (-3)	장단기채권 수익비율	화폐차등 수익률	실질자산 명목수익률	주가의 시차		조 정 \bar{R}^2	Durbin Watson
					0	1		
1.0140 (0.2250)	-0.3507 (0.0267)	-0.0182 (0.2200)	8.8535 (2.6865)	0.5865 (0.1184)			0.8032	0.408
0.9753 (0.2300)	-0.4443 (0.1119)	0.0483 (0.2336)	9.9110 (2.9589)	0.5755 (0.1194)	0.0958 (0.1111)		0.8023	0.441
0.9789 (0.2336)	-0.4345 (0.1354)	0.0516 (0.2370)	9.9007 (2.9863)	0.5726 (0.1225)	0.1144 (0.1810)	-0.0284 (0.2173)	0.7988	0.437

수는 M2에 영향을 미치지 않고 있으며 시차변수가 영향을 미친다는 결론을 내릴 수 있다. 장단기 수익비율은 시차 2와 시차 3의 경우에 있어서는 양수이며 그 값이 크지 않다. 그리고 t값도 유의성을 확보하는데 실패하고 있다.

각 시차가 개별적으로 M2와 형성하는 관계를 앞에서 보았다. 이와 같은 時差가 綜合적으로 M2와 맺는 관계를 〈표 7〉에 제시한다. 시차변수를 도입하지 않는 경우에는 앞에서 본 바와 같이 주가가 음수의 계수를 갖고 유의적이다. 그러나 시차 1에서 시차 4까지 각각 도입한 경우 주가의 계수는 양수이고 t값은 유의성을 확보하는데 실패하고 있다. 그리고 계수의 값은 상당히 적어 큰 經濟的 意味를 갖는다고 보기는 어려운 실정이다. 대신 시차변수들은 그 계수들이 모두 음수이다. 시차 1을 추가적으로 도입하면 계수가 -0.44이며 유의적이다. 시차 1과 시차 2의 實質株價變數를 추가로 모형의 변수로 정립하면 제1계 시차의 경우 계수는 음수지만 t값은 유의적이지 않다. 그러나 제2계 시차변수는 -0.43이며 t값은 유의적이다. 제1계, 제2계 및 제3계 시차주가변수를 說明變數로 하면 제1계와 제2계의 계수는 음수이나 유의성이 결여되고 제3계 시차변수는 -0.40으로 경제적 의미를 갖고 유의적이다. 제1계 시차에서 제4계 시차변수를 도입하면 제1계로부터 제3계 시차까지의 변수들은 계수가 음수이나 유의적이지 못하다. 제4계 시차변수는 그 계수가 -0.37이며 유의적이다. 이 실증 추정치에 의하면 시차계수가 가장 큰 변수의 계수는 그 값이 거의 유사하며 유의적이고 이 이외의 추가적으로 도입된 時差變數들은 그 계수의 값이 유의적이지 않다는 현상을 발견하게 된다. Durbin-Watson 통계량을 보면 대개 0.4로 거의 유사하다. 이 값은 굉장히 낮은 값이다. 따라서 시계열 상관이 존재한다. 이와 같은 현상은 時系列의 相關性이 존재하여 발생할 가능성을 배제할 수 없다.

VII. 貨幣政策과 資本市場

앞 절에서는 貨幣政策과 實質株價가 關聯性을 맺고 있다는 결과를 보았다. 그런데 이 관련성은 同時的 相關성이 아니다. 時差的 等差를 두고 형성되는 相關성이다. 아울러 대체효과도 존재한다. 逆의 代替效果로 表象되고 있음을 보았다. 이것은 투자자가 주가가 상승할 때 富의 效果에 의하여 주식투자에 대한 포트폴리오 가중치를 증가시키고 자산에 포트폴리오의 위험수준을 변경전과 동일하게 유지하기 위하여 장기채권의 투자를 축소하고 무위험 투자의 포트폴리오 가중치를 증가시킨다는 것과는 일치하지 않는 현상인 것이다. 오히려 投資者는 株價上昇으로 인한 기대수익률의 증가를 실현시키기 위하여 주식투자를 증가시키고 동시에 무위험 자산에 대한 투자를 축소시키고 위험성 장기채권에 대한 투자를 증가시킨다는 것을 의미한다. 따라서 위험에 대한 기피도가 하향된다는 것을 의미한다. 말하자면 위험에 대하여 덜 기피적이 된다. 이 점은 다음 절에서 좀 더 상세히 분석하겠다.

時系列上에 存在하는 時系列 相關을 縮小시키기 위한 하나의 방법으로 從屬變數의 時差變數를 模型에 도입하였다. 이 때 回歸模型式 (8)은 다음과 같이 변형된다.

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 L_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 G_t + V_{t-1} + \phi_t \quad (12)$$

이 회귀방정식에 의하여 수행된 추정치를 제시하면 <표 11>과 같다. 이 표의 상단부분은 <표 6>에 이미 제시된 것이나 비교의 편의를 위하여 재수록한 것이다. 이 표의 하단은 종속변수의 제1계 시차변수를 도입했을 때의 각 변수들의 계수의 추정치들이다. 먼저 Durbin-Watson 통계량을 보면 시차종속변수를 독립변수로 도입하지 않은 때 0.44이나 도입할 경우 2.23이다. 종속변수의 시차변수를 독립변수로 도입할 때 시계열 상관은 거의 소멸하고 있다. 그리고 株價의 係數는 陰數이나 -0.33에서 -0.06으로 절대치에 있어 상당히 감소하고 있다. 두 경우 다 t값은 유의적이다. 장단기 수익비율은 다같이 음수이다. 時差從屬變數를 獨立變數로 도입하면 그 계수가 -0.32에서 -0.02로 절대치에 있어 상당 수준 감소하고 있다. 두 경우 모두 t값은 유의성을 확보하는데 실패하고 있다. 화폐차등수익률은 시차종속변수의 도입시 그 계수가 음수로 바뀌고 t값은 유의성을 상실하고 있다. 差等收益率 係數는 7.32에서 -0.03으로 변한다. 화폐차등수익률은 본원통화와 M2의 비율에 단기수익율을 곱하여 얻은 수치이다. 본원통화에 의하여 화폐가 발행되고 공급되는 만큼 시차종속변수가 이 영향을 흡수하게 되어 이와 같은 현상이 발생하고 있을 가능성도 배제할 수는 없다. 결정계수와 조정결정계수가 시차종속변수를 도입할 때 상당한 양이 증가하여 거의 1에 가깝다. 따라서 貨幣差等比率과 M2의 時差變數가 多重共線型性을 갖고 있다고 볼 수 없다.

〈표 6〉 시차의 효과

1. 추가변수 : 없음						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	
계 수	0.9274	-0.3323	-0.3192	7.3248	0.6443	
표준오차	0.2435	0.0292	-0.2329	2.0301	0.1278	
$R^2 = 0.8093 \quad \bar{R}^2 = 0.7966$ Durbin Watson 통계량 = 0.435						
2. 추가변수 : 주가의 시차 1						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	주가의 시차 -1
계 수	0.9618	0.1021	-0.1442	9.0505	0.5814	-0.4398
표준오차	0.2412	0.1903	0.2384	2.3232	0.1279	0.1907
$R^2 = 0.8165 \quad \bar{R}^2 = 0.8007$ Durbin Watson 통계량 = 0.413						
3. 추가변수 : 주가의 시차 2						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	주가의 시차 -2
계 수	0.9550	0.1230	0.0281	9.1783	0.6042	-0.4678
표준오차	0.2329	0.1476	0.2501	2.5230	0.1226	0.1488
$R^2 = 0.8178 \quad \bar{R}^2 = 0.8018$ Durbin Watson 통계량 = 0.461						
4. 추가변수 : 주가의 시차 3						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	주가의 시차 -2
계 수	0.9753	0.0958	0.0483	9.9110	0.5755	-0.4443
표준오차	0.2300	0.1111	0.2336	2.9589	0.1194	0.1119
$R^2 = 0.8185 \quad \bar{R}^2 = 0.8023$ Durbin Watson 통계량 = 0.441						

〈표 7〉 화폐정책과 주가시차

상 수	주 가	장단기채권 수익비율	화폐차등 수익률	실질자산 명목수익률	주가의 시차				조 정 \bar{R}^2	Durbin Watson
					1	2	3	4		
0.9274 (0.2435)	-0.3323 (0.0292)	-0.3192 (0.2329)	7.3248 (2.0301)	0.6643 (0.1278)		1			0.7966	0.435
0.9618 (0.2412)	0.1021 (0.1903)	-0.1442 (0.2384)	9.0505 (2.3232)	0.5951 (0.1260)	-0.4398 (0.1907)				0.8007	0.413
0.9651 (0.2362)	0.1676 (0.1918)	0.0305 (0.2521)	9.1937 (2.5427)	0.5747 (0.1238)	-0.0879 (0.2387)	-0.4247 (0.1902)			0.7988	0.436
0.9754 (0.2358)	0.1273 (0.1871)	0.0688 (0.2453)	9.9714 (3.0196)	0.5539 (0.1238)	-0.0015 (0.2355)	-0.744 (0.2385)	-4.003 (0.1753)		0.7954	0.420
0.9480 (0.2318)	0.0836 (0.1874)	0.2103 (0.2442)	13.5279 (3.6626)	0.5539 (0.1228)	0.0539 (0.2306)	0.0013 (0.2340)	-0.1273 (0.2244)	-0.3702 (0.1807)	0.8099	0.473

종속변수의 시차변수를 회귀모형에 도입할 때 Durbin-Watson 통계량이 2가 되어 시계열 상관이 해소되고 있음을 보았다. 이것은 바람직한 현상인 것이다. 시계열 상관이 제거된 상태에서의 주식의 움직임을 분석하기 위하여 식 (12)에 對數實質株價에 時差를 적용한 時差對數實質株價變數들을 獨立變數로 도입한다. 이 때 回歸模型은 다음과 같다.

$$V_t = \alpha_0 + \alpha_1 S_t + \alpha_2 L_t + \alpha_3 H_t + \alpha_4 G_t + \alpha_5 V_{t-1} + \alpha_6 S_{t-1} + \alpha_7 S_{t-2} + \alpha_8 S_{t-3} + \alpha_9 S_{t-4} + \phi_t \quad (13)$$

식 (13)은 완성된 형태이고 推定은 時差追加變數를 제1계 시차부터 시작하여 하나하나씩 추가하여 계수를 추정토록 한다. 주가의 시차변수를 독립변수로 도입하고 종속변수의 시차, 즉 화폐의 유통속도를 독립변수로 하는 회귀모형을 추정한 결과를 제시하면 〈표 9〉와 같다. 이 표에 의하면 M2의 시차를 독립변수로 도입하면 Durbin-Watson 통계량이 2로 시계열 상관이 제거된다. 시차 0의 주가변수의 계수의 부호는 모두 음수로서 바람직한 결과이다. t값은 유의성을 확보하는데 실패하고 있다. 제1계 時差株價變數는 計數가 陰數이나 有意성을 잃고 있다. 제2계 시차변수는 계수가 양수이고 非有意的이다. 제3계 시차변수의 계수는 음수이나 유의성을 상실하고 있다. 제4계 시차의 계수는 양수이고 비유의적이다.

제3계 시차의 주가변수를 基本獨立變數로 한 식 (9)에 종속변수의 시차변수를 독립변수로 도입하면 이 회귀모형은 앞에서 본 바와 같이 時系列 相關을 解消시킨 推定模型이 된다. 이 회귀모형의 추정결과를 〈표 10〉으로 제시한다. M2의 시차변수를 독립변수로 도입하고 주가

〈표 8〉 시계열 상관과 M2의 시차

1. 시계열 상관						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	
계 수	0.9274	-0.3323	-0.3192	7.3248	0.6443	
표준오차	0.2435	0.0292	-0.2329	2.0301	0.1278	
$R^2 = 0.8093$ $\bar{R}^2 = 0.7966$ Durbin Watson 통계량 = 0.435						
2. M2의 시차						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	M2의 시차(1)
계 수	0.6936	-0.0562	-0.0155	-0.0309	0.9341	0.8103
표준오차	0.1369	0.0200	0.0960	1.0522	0.0504	0.0479
$R^2 = 0.89680$ $\bar{R}^2 = 0.0652$ Durbin Watson 통계량 = 2.231						

의 다른 시차변수를 도입하지 않은 경우 Durbin-Watson 통계량은 2로 시계열 상관의 소멸한다. 주가는 계수가 음수이고 유의적이다. 다른 경우에는 주가변수의 계수가 유의성을 확보하는데 실패하고 있다.

위에서 논의한 것을 종합하기 위하여 推定值를 제시한 것이 〈표 11〉이다. 이 표는 通貨政策과 株價와의 關聯性이 존재하는 경우만을 제시한 것이다. 이 표에서 볼 수 있는 바와 같이 종속변수의 시차변수, 즉 화폐의 유통속도의 시차변수를 독립변수로 도입하지 않는 경우 시차가 0인 주가변수와 시차가 3인 주가변수의 계수는 음수이고 유의적이다. 장단기수익율비율은 그 계수가 음수이나 t값은 유의성을 갖고 있지 못하다. 따라서 富의 效果가 존재하지만 代替效果는 존재한다고 볼 수 없다. 그러나 Durbin-Watson 통계량이 무척 낮아 시계열 상관이 존재하고 있다. 이 시계열 상관을 제거하기 위하여 종속변수의 시차변수를 독립변수로 도입한 회귀모형에서는 Durbin-Watson 통계량은 2로 그 계수가 음수이며 t값은 유의성을 확보하고 있다. 장단기수익률의 비율은 그 계수가 음수이다. 그러므로 계수의 符號와 量만을 고려하면 경제적 의미를 갖고 있으며 대체효과가 발생하고 있다. 그러나 t값이 有意性을 상실하고 있어 대체효과가 존재한다고 해석하기는 어려운 실정이다. 실질주가는 그 계수가 음수이고 유

〈표 9〉 주가시차와 M2 시차

상수	주가	장단기 채권수익 비율	화폐처등 수익률	실질자산 명목 수익률	주가의 시차				M2의 시차	조정 \bar{R}^2	Durbin Watson
					1	2	3	4			
0.9274 (0.2435)	-0.3323 (0.0292)	-0.3192 (0.2329)	7.3248 (2.0301)	0.6443 (0.1278)						0.7966	0.435
-0.6936 (0.1369)	0.0562 (0.0200)	-0.0155 (0.0960)	-0.0309 (1.0522)	0.9341 (0.0504)					0.8103 (0.0479)	0.9652	2.231
-0.6595 (0.1358)	-0.0174 (0.0778)	0.0047 (0.0979)	-0.6524 (1.1940)	0.8890 (0.0548)	-0.0338 (0.0810)				0.8218 (0.0477)	0.9659	2.083
-0.6453 (0.1412)	-0.0293 (0.0803)	-0.0103 (0.1044)	-1.5964 (1.3984)	0.8814 (0.0557)	-0.0706 (0.0990)	0.0520 (0.0841)			0.8287 (0.503)	0.9628	2.084
-0.6107 (0.1403)	-0.0528 (0.0809)	0.0084 (0.1032)	-0.3848 (1.5244)	0.8606 (0.0560)	-0.0275 (0.0999)	0.1589 (0.1014)	-0.1348 (0.0758)		0.8150 (0.0511)	0.9638	2.062
-0.6170 (0.1490)	-0.0633 (0.0925)	0.0021 (0.1111)	-0.7962 (2.2534)	0.8635 (0.0587)	-0.0177 (0.1124)	0.1587 (0.1047)	-0.1339 (0.0997)	0.0026 (0.0852)	0.8204 (0.0576)	0.9616	2.065

* 괄호안은 표준오차임.

의성을 잃지 않고 있다. 따라서 富의 效果가 존재한다.

요컨대 株價가 上昇하면 期待收益은 上昇하여 投資者는 株式投資를 增大시킨다. 여기에서 富의 效果가 발생한다. 위험성 주식에 대한 투자는 다른 조건이 변하지 않으면 포트폴리오의 총위험이 증가하게 된다. 투자자가 위험기피형일 때 포트폴리오의 위험을 포트폴리오 변경이 전과 같이 유지하기 위하여는 장기채권의 투자를 감소시키고 무위험의 단기투자를 증대시키려 할 것이다. 여기에서 對替效果가 발생한다. 그러나 대체효과를 측정하는 변수의 계수가 유의성 확보에 실패하고 있어 대체효과가 존재하지 않는다. 이것은 투자자가 장기채권과 단기의 무위험 채권에 대한 선호는 장기채권 위에 있다는 것을 뜻한다. 화폐의 공급이 증가하면 채권의 수익률은 증가하리라고 기대된다. 우리나라의 채권은 단기채권이건 장기채권이건 간에 어느 의미에서는 無危險 資産과 유사하다고 할 수 있다. 대부분의 사채가 保證私債이며 장기라 해도 3년 정도가 보통이다. 투자자는 오히려 장기채권도 무위험 채권으로 간주하려는 성향이 존재한다. 그렇다면 굳이 단기자산에 투자하기 보다는 기대수익율이 높고 이 수익률의 실현이 거의 확실하다고 기대하고 있어 장기자산에 투자하는 것이 오히려 바람직하다. 대체효과를 측정하는 변수의 계수가 유의성을 상실하는 것은 당연한 귀결이라 할 수 있다.

金融政策과 資本市場의 證券價格과의 動態的 關聯性을 실증적으로 분석한 결과, 動態的 構造面에서 볼 때 특히 주식시장은 화폐에 대하여 시차를 갖는 반면, 장기채시장과 단기무위험

〈표 10〉 M2의 시차

	상 수	주 가 (-3)	장단기 수익비율	화폐차등 수익률	실질자산 명목수익률	주가의 시차	M2의 시차	조 정 \bar{R}^2	Durbin Watson
						0	-1		
무시차	1.0140 (0.2250)	-0.3507 (0.0267)	-0.0182 (0.2200)	8.8535 (2.6865)	0.5865 (0.1184)			0.8032	0.408
시 차	-0.5930 (0.1386)	-0.0611 (0.0213)	0.0492 (0.0945)	-0.1522 (1.3691)	0.8598 (0.0548)		0.8019 (0.0498)	0.9641	2.041
장기추정	-2.9934	-0.3084	0.2484	-0.7679	4.3402		4.0480		
시 차	-1.0653 (0.0656)	-0.0165 (0.0345)	-0.0183 (0.0436)	-1.0072 (0.4877)	1.1295 (0.0284)	-0.0050 (0.0352)	0.9252 (0.0223)	0.9927	1.958
장기추정	-14.242 0	-0.2206	-0.2447	-13.4652	15.1003	-0.0668	12.3690		

* 괄호안은 표준오차임.

시장에서는 시차를 갖지 않음이 발견되었다. 그리고 증권가격형성 메카니즘을 살펴본 결과, 貨幣의 增加는 富의 效果로 이어지고 그 결과 주가의 상승이 초래된다. 다른 한편으로 화폐의 증가가 대체효과를 반드시 유발시키지는 않으며, 그 이유로는 투자자들이 장기채를 선호함으로써 가격의 상승을 불러일으키는 반면 무위험자산의 경우 가격의 변동은 일어나지 않았기 때문이다. 끝으로, 價格效果의 존속은 비교적 단기로 끝남이 확인되었다.

주가의 상승은 富의 效果와 代替效果를 유발하고 있다. 따라서 통화당국은 이점을 고려하여 貨幣政策을 수립하여야 한다. 그리고 통화량은 주가의 가격형성에 陽의 效果를 형성하고 있다. 따라서 화폐의 공급량의 증가는 名目株價의 상승을 유발하고 이에 따라 富의 效果와 代替效果가 발생한다. 이와 같은 현상의 발견은 정부당국의 통화정책과 자본시장정책에 중요한 의의를 갖고 있다고 하겠다. 株價形成에 대한 통화정책의 효과는 단기 뿐만 아니라 차기에도 이어지고 화폐량과 소득이 주가의 결정에 영향을 미치고 있으며 다른 金融變數들은 영향을 미치지 않고 있다. 그러나 실질화폐잔고와 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 소득변화율과는 長期的 定常的 均衡關係를 형성하고 있다. 따라서 장기적 관점에서 증권시장은 경제성장을 위한 통화정책과 각 분야의 균형적 성장을 유발할 수 있는 財政政策이 요청되고 있다.

다음 절에서는 화폐와 효용함수의 관계를 천착하여 이점을 보다 자세히 살펴 보도록 한다.

〈표 11〉 통화정책과 주가

1. 주가시차 0						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	
계 수	0.9274	-0.3323	-0.3192	7.3248	0.6443	
표준오차	0.2435	0.0292	-0.2329	2.0301	0.1278	
$R^2 = 0.8093 \quad \bar{R}^2 = 0.7966$ Durbin Watson 통계량 = 0.435						
2. 주가시차 3						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	
계 수	1.0140	-0.3507	-0.0182	8.8535	0.68645	
표준오차	0.2250	0.0267	-0.2200	2.6865	0.1184	
$R^2 = 0.8161 \quad \bar{R}^2 = 0.8032$ Durbin Watson 통계량 = 0.408						
3. M2의 시차 1						
변 수	상 수	주 가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	M2의 시차(1)
계 수	-0.6936	-0.0562	-0.0155	-0.0309	0.9341	0.8103
표준오차	0.1369	0.0200	0.0960	1.0522	0.0504	0.0479
장기추정	-3.6563	-0.2963	-0.0817	-0.1629	4.9241	
$R^2 = 0.969 \quad \bar{R}^2 = 0.9652$ Durbin Watson 통계량 = 2.231						

VIII. 貨幣效用에 의하여 生成되는 證券市場 行動樣式과 韓美投資比較

貨幣效用函數에 의한 消費基底模型은 이미 앞에서 분석한 바 있다. 이 모형에서 사용한 방정식 (7.1)과 (7.2)에 대한 instrument는 식 (14)와 (15)로 제시한다.

$$Z_t = (1, C_t/C_{t-1}, m_t/m_{t-1}, R_{i,t-1}^e) \tag{14}$$

〈표 12〉 화폐효용함수모형의 검증

CONS	RETURN	α	SE(α)	β	SE(β)	δ	SE(δ)	J	DF	MSL
NDS	VWR	4.1885	0.1269	0.8337	0.0044	0.8663	0.0031	25.1502	5	0.0001
ND	VWR	4.1282	0.0798	0.7914	0.0044	0.8988	0.0106	41.3161	5	0.0001
S	VWR	3.8622	0.2268	1.4033	0.0128	2.3256	0.1124	37.8891	5	0.0001

(주) CONS : 소비

J : J 통계량

NDS : 비내구재와 서비스

SE : 표준오차

DF : 자유도

ND : 비내구재

VWR : 실질종합주가지수 수익률

MSL : J 통계량의 한계유의수준

S : 서비스

$$Z_t = \{1, \sim C_t/C_{t-1}, m_t/m_{t-1}, (M_t/P_t)/C_t\} \quad (15)$$

이 모형에 의한 推定値와 檢證統計量은 〈표 12〉에 제시되어 있다. 이 모형에서 경제주체는 期末에 투자한다고 가정한다. 화폐효용함수에서 1인당 실질 소비증가율, 1인당 화폐공급증가율과 실질수익률이 변수로 도입된다. 이 검증에서 사용되는 instrument로서는 時差消費, 時差, 綜合株價指數, 時差 貨幣供給增加率 그리고 時差 貨幣消費比率이다.

〈표 12〉에서 보는 바와 같이, 상대적 위험기피계수는 3.86-4.19로 추정되었다. 이 값들에 대한 표준오차 추정치는 적다. α 의 추정치는 모수공간의 비오목영역에 존재한다. 여기에서 서비스를 제외하면 非耐久財와 非耐久財와 서비스의 합을 사용한 危險忌避係數가 一致한다.

시간에 따른 할인율인 β 가 서비스일 경우 1.4인 반면 나머지의 경우 약 0.8이다. 서비스의 경우 1.0보다 크다. α 가 1에 비하여 무척 큰데 이것은 log 효용의 가능성을 기각하고 있다는 점을 제시하고 있다. δ 의 추정치는 비내구재와 비내구재와 서비스의 합인 경우 거의 동일하며 0보다 크고 1보다 적다. 서비스를 소비의 表象變數로 볼 때 효용함수에서 소비와 실질화폐잔고의 상대적 중요성을 수렴하는 선호모수인 δ 는 2.33으로 1보다 무척 크다. δ 의 추정치를 볼 때 $\delta = 1$ 이라는 제약조건은 기각이 된다. 따라서 실질화폐잔고가 효용함수에서 중요한 역할을 담당하고 있다. α 와 δ 의 추정값에 의하여 선호가 오목하지 않음을 알 수 있다.

貨幣效用函數에 의한 消費基底模型은 J 統計量에 의할 때 棄却된다. 이 모형의 檢證結果 貨幣殘高가 韓國經濟에서 중요함이 인정되고 있으나 貨幣效果의 중요성이 인정된다고 해도 資本資產의 價格決定過程을 해명하는데 큰 설명력을 확보하고 있지 못한 실정이다. 이와 같은 현상이 발생하는 것은 이 貨幣效用模型에서는 危險忌避係數가 화폐와 주가의 연속적 상호작용에 의하여 결정된다는 默示的 假定 위에서 정립되었기 때문이라고 해석된다. 앞에서 논의한 바와 같이 투자의 危險忌避度는 이미 정해져 있는 것이며 危險忌避度의 上昇이나 下降에 의하여 명목주가의 상승을 통한 기대수익의 상승에 대응하는 것이 아니라, 위험기피도는 일정하게

고정시키고 주가의 상승에 대하여 무위험 자산의 투자로부터 위험성 자산에 대한 투자로 이동시키는 代替效果에 의하여 投資活動을 전개시키고 있는 것이다. 따라서 이 화폐모형은 기각됨이 자연스러운 현상인 것이다. 이것은 우리나라가 미국보다 덜 위험 기피적이고 이 위험 기피 성향을 과도한 割引率에 의하여 보상을 받고 있다고 해석할 수 있다.

이 모형에서도 알 수 있듯이 서비스와 다른 消費 表象變數들과는 그 성질이 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 비내구재와 비내구재와 서비스의 합을 소비 표상치로 사용할 때 추정치는 일치하고 있다. Hall (1978)는 비내구재와 서비스의 합을 소비의 표상변수로 사용하면 만족스러운 결과가 도출된다는 주장을 제시하고 있는데 검증결과는 이 주장과 일치한다. 이상에서 살펴본 바는 결국 앞에서 서술한 바 있는 Friedman (1988)의 주장을 대체적으로 확인해주고 있다.

이 <표 13>에서 알 수 있듯이 모든 모형의 위험기피계수의 값이 미국보다 한국이 높다. 그리고 시간에 걸친 선호율은 모든 모형에서 한국이 낮다. Epstein과 Zin (1991)에 의하면 α 가 감소함에 따라 위험기피에 대한 태도는 완화된다. 위험을 피하는 태도는 相對的 危險忌避係數의 量에 反比例한다. 이 검증의 결과를 볼 때 한국이 미국보다 위험성이 높은 투자안을 보다 잘 받아들이는 성향을 갖고 있다고 할 수 있다. 말하자면 한국인이 높은 위험을 받아들일 수 있는 태세를 갖추고 있다고 할 수 있다.

Epstein과 Zin (1991)에 의하면 α 가 감소함에 따라 위험을 기피하고자 하는 성향은 증가한다. <표 13>에서 제시된 바와 같이 한국이 미국보다 위험기피계수가 높다. 따라서 이 위험성이 높은 투자안에서 위험에 대한 적절한 보상이 주어진다면 한국사람들이 미국사람들 보다 이 투자안을 수락할 용의가 크다고 할 수 있다. 시간에 걸친 선호율이 미국보다 낮다. 따라서 미국보다 한국에서 利子率이 높다.

貨幣效用函數에 의한 消費基底模型에서 消費와 實質貨幣殘高의 相對的 重要性을 나타내 주는 選好母數 δ 는 한국이 미국보다 낮다. 이것은 효용함수에 도입되는 실질화폐잔고가 미국에 비해 한국이 보다 중요하다는 점을 의미한다. 말하자면 화폐가 미국보다 한국에서 그 중요성이 보다 인정된다고 할 수 있다. 이와 같은 성향으로 GNP에 대한 화폐공급율이 미국보다 낮은 것이 아닌가 하는 감이 든다. 화폐정책이 소비와 자산수익에 큰 영향을 미치고 있다는 점이 제시되어 있다. 이와 같은 檢證結果 한국의 經濟政策이 貨幣供給을 대단히 중요시 하는 經濟運用을 해 오고 있다는 점을 支持하고 있다.

危險母數와 代替母數의 比率 η 는 전술한 바와 같이 위험이 늦게 해소되는 것을 선호함을 의미하는 바, 한국경제에서 이 η 의 추정치는 상당히 높다. Epstein과 Zin (1989, 1991)에 논의된 바와 같이 $\eta = 1$ 이면 비기대효용모형은 기대효용모형으로 변환된다. $\eta = 0$ 이면 자본자산의 가격결정모형이 도출된다. $\eta = 1$ 일 때 異時的 模型이나 消費基底模型에서는 가격결정이 소

〈표 13〉 한국경제와 미국경제의 특성: 화폐경제

ECOM	CONS	R	α	SE(α)	β	SE(β)	δ	SE(δ)	J	DF	MSL
ROK	NDS	VWR	4.1885	0.1269	0.8337	0.0044	0.8663	0.0031	25.1502	5	0.0001
ROD	ND	VWR	4.1282	0.0798	0.7914	0.0044	0.8988	0.0106	41.3161	5	0.0001
ROK	S	VWR	3.8622	0.2268	1.4033	0.0128	2.3256	0.1124	37.8891	5	0.0001
USA	NDS	VWR	0.2570	0.1147	0.9981	0.0008	0.9741	0.0029	12.01	5	0.0346
USA	ND	VWR	0.0625	0.0973	0.9959	0.0013	0.9345	0.0101	10.09	5	0.0720

비증가에 의해서 결정되며 $\eta = 0$ 이면 자본자산의 가격결정모형에서와 같이 시장수익에 의하여 자본자산의 가격이 결정된다. 그 이외의 η 의 값에서는 異時的 限界代替率을 결정하는데 소비의 증가와 시장수익이 다같이 필요하다. 한국경제의 경우 η 가 약 0.7이고 미국은 0.04에서 -0.02에 달하여 0에 접근하고 있다. 이 결과에 의하면 한국사람이 미국에 비하여 危險性 投資에 進取的(aggressive)이라고 할 수 있다. 한국사람이 위험에 대한 이와 같은 태도로 인하여 한국경제는 고도성장을 구가할 수 있게 되었다고 할 있다. 반면 위험이 높고 위험의 해소를 늦추는 성향으로 인하여 割引率이 높게 되고 따라서 利率은 다른 나라에 비하여 높게 된다.

消費의 異時的 代替彈力性은 한국의 경우 음수이고 미국은 양수이다. 실질기대 이자율이 높으면 경제주체는 현재의 소비를 연기한다. 이 점이 소비기저모형의 도출을 가능케 하는 基本的前提이다. Hall (1988)에 의하면 소비증가와 실질기대 이자율 간의 관계에 의하여 異時的 代替彈力性이 결정된다. 주식의 수익은 이자율과 逆의 관계를 갖는다. 주식수익율이 증가하면 미래의 소비를 증가시키기 위하여 현재의 소비가 연기되고 이에 따라 이자율은 하락할 것이다. 주식의 수익이 금융시장을 지배하는 증권의 역할을 수행하고 소비와 주식수익 간의 관계가 자본시장의 핵심으로서 작용하면, 주식수익과 이자율을 대체할 수 있도록 주식수익과 실질 이자율의 차이가 허용되는 범위 내에서 實質利率은 消費와 逆의 關係를 갖게 될 것이다. 이 경우 異時的 對替彈力性은 相對的 危險忌避의 逆數라고 해석이 되지 않고 동시에 주식을 대상으로 消費基底模型을 檢證할 때 異時的 對替彈力性은 陰數가 될 것이다. 이 논문에서는 채권은 포함시키지 않고 주식을 대상으로 검증하고 있어 이 값이 음수가 된 것이다. 한국경제에 있어 이자율은 표본기간 중 주식 수익율에 비해 상당히 낮다.

IX. 證券市場의 長期均衡 動態 構造

實質貨幣需要, 實質所得이나 實質富, 實質貨幣殘高를 보유함으로 발생하는 機會費用간에는 長期的 安定均衡關係(stationary long-run equilibrium relationship)가 형성된다는 가정하에 일반적으로 화폐의 수요가 분석되어 왔다. 주가의 움직임은 앞에서 본 바와 같이 화폐수요에 대하여 두 종류의 효과, 즉 陽의 富의 效果와 陰의 代替效果를 창출하고 있다. 첫째, 株價의 上昇은 名目的 富를 增加시켜 陽의 效果를 導出시킨다. 둘째, 주가의 상승은 無危險 資産에 비하여 위험성 자산의 期待收益의 上昇을 반영한다. 상대적 평가의 변화는 위험기피의 감소나 위험선호의 증가에 의하여 생성되는 것이 아니다. 따라서 상대위험의 이와 같은 감소는 투자자가 자산의 포트폴리오에 貨幣나 또는 準貨幣와 같은 무위험 자산의 양을 증가시키게 된다. 이것은 포트폴리오의 위험을 시간에 걸쳐 일정하게 하기 위해서이다. 셋째, 주가의 상승은 株式의 去來量을 增加시키게 된다. 그와 같은 금융자산의 거래가 증가하면 이 거래를 용이하게 하기 위하여 화폐의 수요가 증가한다. 주가가 화폐수요에 음의 대체효과를 야기시킨다. 대체효과는 주식이 포트폴리오를 구성하는 다른 자산에 비하여 보다 많은 誘因性이 존재한다는 것을 의미한다. 따라서 화폐보유로부터 株式保有로 投資性向이 移動한다.

위에서 논의한 측면에 비추어 볼 때, 화폐수요와 실질주가 간에 定常的 長期均衡關係가 존재하고 있는지의 여부를 천착하는 것이 중요하다. 이 관계를 검정하기 위하여 먼저 單位根 檢定(unit root test)을 시행한다.

시계열 자료가 定常的 過程(stationary process)을 따르면 일반 계량경제학적 방법에 의한 추정과 검정이 정당성을 확보하게 되어 모형의 추정된 계수와 통계량이 정확한 정보를 제공한다. 그러나 비정상적 과정이면 추정된 계수와 통계량에 대한 해석을 달리 해야 한다. 특정한 시계열이 定常的 自己回歸過程(AR)을 따른다면 다음의 형태를 갖는다.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

위에서 lag polynomial의 根들인 $\phi(L) = (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)$ 는 單位根의 圓외부에 놓인다. 이 AR과정이 하나의 단위근을 포함하게 되며 위의 식의 자기회귀계수들의 합은 1이 될 것이다. Dickey-Fuller 검정은 다음의 모형을 추정하여 단위근이 존재하면 계수 ρ_μ 가 1이어야 한다는 것을 제시하고 있다.

$$Y_t = \alpha + \rho_\mu Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i' Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

위에서 $DY_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ 이다. 위 식에서 單位根이 존재하면 ρ_μ 는 1이어야 한다. ρ_μ 는 μ 에 대한 統計量 γ_μ 는 確率分布가 左側尖度를 갖는 分布이다.

單位根 檢定은 時系列이 定常的인가 非定常的인가를 檢토하기 위한 것이다. 시계열이 비정상적이면 시계열은 無作爲 行步(random walk)를 따른다. 時系列이 共積分(cointegration)을 형성하기 위해서는 非定常的이어야 한다. 우리나라의 데이터의 시계열적 성질을 파악하기 위하여 Dickey와 Fuller (1979)의 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정을 수행한다.

금융시계열의 ADF 검정결과를 제시하면 <표 14>과 같다. ADF 검정에 의하면 모든 변수들이 差分을 시행한 후에 정상성을 확보한다. 그리고 모든 수준에서 非定常的이다. 말하자면 모든 변수가 하나의 單位根을 갖고 있다.

다음에는 共積分을 분석토록 한다. 본 논문에서는 Johansen (1988)과 Johansen과 Juselius (1990)의 방법을 사용하여 금융시계열의 공적분을 검정한다. Johansen 방법은 비정상적 시계열의 共積分 벡터(cointegratin vector)의 존재 여부를 점검하기 위하여 最大尤度法을 적용하였는데, 이 방법에 의하여 공적분 벡터의 수와 공적분 벡터의 요소에 대한 귀무가설을 검정할 수 있다. Dickey 등(1991)에 의하면 공적분 벡터는 모든 변수가 동시에 내연변수가 되는 체계의 유도형에서 얻는다. 따라서 공적분 벡터는 構造方程式의 表象으로 볼 수 있다. 그러나 공적분 벡터는 경제구조가 共時的 內延變數들의 長期的 關係에 부여하는 制約條件으로 인하여 발생한다.

시계열이 定常性을 확보하고 있지 않으면 差分(differencing)에 의하여 정상성을 갖는 시계열로 변환시킬 수 있다. 비정상적 시계열의 同位(level)는 아주 크거나 작아 平均同位로 회귀하는 性向을 갖고 있지 못하다. 이와 같은 경우에는 平均과 分散이 의미를 갖지 못한다. 그리고 시계열 변수들 간에 안정적 장기관계(stable long-run relationship)가 형성되지 못하여 미래예측이 불가능하게 된다. 개별적 시계열이 1階 共積分(integrated of order one)이 형성되면 이 변수들은 서로서로 멀리 떨어지도록 움직여 나갈 수가 없다. 共積分의 缺如는 이 변수들이 서로들 간에 멀리 떨어져 운동을 진행할 수 있어 장기적 관계를 형성하지 못한다. 공적분 관계가 형성되면, 경제적 시계열이 함께 운동을 전개해 나가려는 성향이 이 변수들 간의 安定的 長期關係를 형성시켜 준다. 제1차 差分이 定常過程인 시계열, 즉 I(1) 과정에 의하여 정상과정이 되는 비정상시계열이 현재까지 집중적인 분석의 초점이 되어 왔다. 그러나 제2차 差分에 의하여 정상과정이 되는, 즉 I(2) 과정의 비정상시계열도 논의가 이루어지고 있다.

다음의 모형을 고찰해 보자

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \epsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (1)$$

위에서 $\epsilon_1, \dots, \epsilon_t$ 는 $II N_p(0, \Delta)$ 이고 X_{t-k+1}, \dots, X_0 은 고정되어 있는 변수들이다. 여기에서 D_t 는 상수항에 直交하는 계절적 dummy이며 1년에 걸친 합은 0이다. 母數($\mu, \phi, \sim \Pi_1, \dots, \Pi_k, \Delta$)는 제약조건이 없이 변화한다고 가정한다. 시계열이 非定常過程이면 식 (1)과 같은 VAR 체계는 1차 차분의 形態로 표현된다. 이 식을 1次 差分型으로 표시하면 다음과 같다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + \mu + \phi D_t + \epsilon_t \quad (2)$$

위에서

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1, \dots, \sim \Pi_t), i=1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(1 \sim \Pi_1, \dots, t, \sim \Pi_k)$$

위에서 모수 母數 ($\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \phi, \mu$)는 제약이 없이 변동한다고 가정한다. 係數行列 Π 가 변수들 간의 장기적 관계에 대한 정보를 포함하고 있다. Π 의 rank가 p 이면 行列 Π 가 full rank를 갖으면 벡터과정 X_t 는 定常的이다. Π 의 rank가 0이면, 즉 行列 Π 가 零行列이면 전통적인 差分化된 벡터 시계열모형이다. Π 의 rank가 r 로서 $0 < r < p$ 이면 $\Pi = \alpha\beta'$ 를 만족시키는 $p \times r$ 行列 α 와 β 가 존재한다. 共積分 벡터 β 는 X_t 가 非定常的일 경우에도 βX_t 는 정상적이다. 그러므로 식 (2)는 誤差修正模型(error correction model)으로 해석할 수 있다. 따라서 r 共積分 벡터의 假說은 다음과 같이 형성된다.

$$H_r : \Pi = \alpha\beta', r = 0, 1, \dots, p \quad (3)$$

위에서 α 와 β 는 $p \times r$ 行列이고 α 는 調整係數이다. 벡터과정 X_t 는 共積分 벡터 β 로 공적분된다. I(1) 模型에 있어서는 대부분의 過程은 I(1)이다. 이 모형의 가설 H_r 는 α 와 β 의 次元이 r 이라는 의미이다. 즉, α 와 β 의 rank는 $\leq r$ 라는 것을 뜻한다. α 와 β 의 rank가 r 인 모형, 즉 α 와 β 가 full rank를 갖는 모형을 H_r^0 라 하자. 그러면 H_p 를 제약을 가하지 않은 VAR 모형이라 할 때 $H_r = \cup_{i=0}^r H_i^0$ 이고 $H_0 \subset \dots \subset H_p$ 이다. H_p 는 I(0) 모형이다. H_0 은 ΔX_t 의 제약이 부과되지 않은 VAR 모형이다.

第2次 差分이 요구되는 I(2) 모형은 다음과 같은 母數制約에 의하여 주어진다.

$$H_{r,s} : P_i = \alpha\beta' \quad (4)$$

$$H_{r,s} : \alpha_{\perp}' \Gamma \beta_{\perp} \sim \phi \eta' \tag{5}$$

위에서 α 와 β 는 $p \times r$ 행렬이고 ϕ 와 η 는 $(p - r) \times s$ 행렬이다. 여기에서 $s = 0, 1, \dots, p$ 이고 $H_{r,p-r} = H_r^0$ 이다. ϕ 와 η 가 full rank를 갖을 때 $H_{r,s}^0$ 를 $H_{r,s}$ 의 下位模型(submodel)이라 하자. 그러면 $H_{r,s} = \bigcup_{i=0}^s H_{r,i}^0$ 이고 $H_r, 0 \subset \dots \subset H_{r,p-r} = H_r^0 \subset H_r$ 이다.

多變量 共積分 模型은 최대우도법에 의하여 추정과 검정이 가능하다. 우도함수는 母數 $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \mu$ 와 ϕ 에 中心이 주어져 형성되며 ΔX_t 와 X_{t-k} 를 $\Delta X_{t-k}, \dots, \Delta X_{t-k+1}, 1$, 과 D_t 에 대하여 회귀식으로 추정한다. 잔차 R_{0t} 와 R_{kt} 를 얻고 다음과 같이 잔차의 數의 積率 行列을 정의하자.

$$S_{ij} = T^{-1} + \sum_{t=1}^T R_{ij} R_{jt}', \quad i, j = 0, k \tag{5}$$

中心化 尤度函數(concentrated likelihood function)은 다음의 형태를 갖는다.

$$R_{0t} = \alpha \beta R_{kt} + u_t \tag{6}$$

위에서 u_t 는 오차항이다. β 를 고정시키면 식 (6)은 다음과 같이 풀 수 있다.

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{0k} \beta (S_{kk} \beta)^{-1} \tag{7}$$

그리고 β 는 다음의 특성치 문제(eigenvalue problem)을 풀면 얻는다.

$$| \lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} | = 0 \tag{8}$$

위식은 해가 $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$ 로서 이 특성치들에 대응되는 eigenvector는 $\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$ 이며 이 벡터는 $\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I$ 에 의하여 normalize시킨다. $\hat{w}_i = S_{0k} \hat{V}_i$ 라 정의하면 β 의 最尤推定式은 다음과 같다.

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p) \tag{9}$$

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p) \tag{10}$$

그리고

$$\begin{aligned}
 & (w_{t+1}, \dots, \hat{w}_p)' S_{00}^{-1} (\hat{w}_{t+1}, \dots, \hat{w}_p) \\
 &= (\hat{v}_{t+1}, \dots, \hat{v}_p)' S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k} (\hat{v}_{t+1}, \dots, \hat{v}_p) \\
 &= \text{diag}(\hat{\lambda}_{t+1}, \dots, \hat{\lambda}_p)
 \end{aligned} \tag{11}$$

귀무가설에 대한 최대우도 통계량은 다음과 같다.

$$-2 \ln Q(H_r | H_r) = -T \sum_{i=t+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{12}$$

식 (12)가 trace 統計量이다. 이에 대한 대안적 檢定統計量은 H_{r-1} 과 H_r 의 비교에 바탕을 둔 것으로 다음과 같다.

$$-2 \ln Q(H_{r-1} | H_r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_r) \tag{13}$$

위의 통계량이 eigenvalue 검정통계량이다.

위의 논의한 방법에 의하여 공적분 검정을 시행한다. 이 때 尤度比率 檢定과 Akaike 情報基準(Akaike information criterion)을 사용하여 共積分 檢定에서 요구되는 時差數(number of lags)를 선택하였다. 공적분 검정은 決定的 趨勢(deterministic trend)를 삽입하여 수행하였다.

공적분 검정 결과를 제시하면 <표 15>와 같다. Trace test에 의하면 화폐의 유통속도, 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 실질자산의 명목수익률 간에는 零이 아닌 하나의 벡터가 존재한다. Trace test에 대하여 $r \leq 1$ 과 $r \leq 2$ 사이에 대하여는 共積分이 존재하지 않는다는 가설을 기각할 수 없다. 따라서 1개 共積分 벡터가 존재한다고 할 수 있다. 요컨대 공적분 결과에 의하면 定常的 長期貨幣流通速度는 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 실질자산의 명목수익률의 함수라는 것이다. 위의 검정결과에 의하면, 실질주가가 화폐수요에 중요한 역할을 담당하고 있다는 것이다.

공적분 검정에 의하여 시계열 간의 장기적 균형관계를 파악할 수 있다. 이 관계를 고려하여 파악한 貨幣와 株價와의 長期均衡的 動態關係를 제시하면 <표 16>과 같다. 실질주가가 화폐의 유통속도에 영향을 미치고 있다. 이 변수의 방향은 앞에서 분석한 것과 일치하고 있다. 따라서 장기균형관계에 있어서도 富의 效果가 존속하고 있다. 이것은 중요한 通貨政策的 含意를 내포하고 있는 것이다. 장단기수익비율은 그 계수가 양수이다. 단기분석에서는 이 계수가 음

〈표 14〉 단위근 검정

변 수	대수실질 유통속도	대수주가	장단기수익비율	화폐차등수익률	소득차이비율
ADF	-2.35	-1.47	-2.70	-5.32	-1.53
시 차	9	10	3	2	5

〈표 15〉 공분산 검정결과

VAR 시차 = 8					
백 터	r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3	r ≤ 4
trace	49.62	26.03	13.43	7.17	1.68

〈표 16〉 장기적 동태관계

대수실질주가	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률
-0.14	3.85	-16.28	8.39

수이었다. 그런데 단기에서 종속변수의 시차변수를 독립변수로 도입할 때 이 계수는 양수이었다. 長短期收益比率의 계수가 양수라는 것은 명목주가가 상승하여 기대수익이 증가하여도 위험성 자산인 주식에 대한 투자를 무위험 자산이 단기에 대한 투자로 변환시키지 않고 있다는 의미이다. 이것은 우리나라의 효용함수를 구성하는 위험기피 성향이 미국에 비하여 낮게 나타나고 있는 바, 이와 같은 성향에 의한 것이 아닌가 하는 감이 든다. 투자자가 위험을 기피하려는 選好體系를 갖고 있어 위험기피형인 것은 사실이지만 위험에 대한 태도가 어느 정도의 범위내에서 관대하면 위험정도의 변화를 허용하는 범위를 설정하고 그 내에서의 변화에 대하여는 대체행동을 취하지 않는다는 것을 의미한다. 그와 같은 성향이 長期的 均衡關係 속에서도 존재하고 있다는 것이 발견되었다.

貨幣差等收益率は 本源通貨와 貨幣殘高를 고려하여 계산된 일종의 단기수익률이다. 이 변수의 계수는 절대값이 16.28로 상당히 크다. 그리고 이 계수는 음수를 취하고 있다. 단기적으로는 양수를 취하고 장기적으로는 음수를 취하고 있다. 화폐공급이 증가하면 단기 이자율은

하락할 것이다. 그러면 실물투자는 증가한다. 外貨는 금융시장에서 이탈하여 타국으로 이전할 것이다. 이때에는 우리나라의 환율이 하락하여 수출의 증대가 이룩될 것이다. 그러면 이 두 요인에 의하여 소득이 증대하므로 화폐수요는 증가하게 된다. 따라서 단기 이자율은 상승할 것이다. 단기 이자율은 단기적 관계에서는 하락하나 장기적 관계에서는 반등이 발생하여 상승하게 된다. 따라서 장기적 균형 속에서는 단기 이자율의 계수는 음수이어야 한다.

우리나라에서는 經濟主體가 通貨政策과 財政政策에 대하여 효율적으로 대처하는 경제활동을 영위하고 있다고 할 수 있다. 소득의 증가는 유통속도에 대하여 장기적 동태적 균형에서 양의 관계를 형성하고 있다. 요컨대 실질주가와 소득은 단기와 장기균형에서 동일한 움직임을 갖는 行動樣態를 갖고 있다. 그러나 장단기수익비율과 화폐차등수익률은 단기와 장기에 있어서 행동방향이 정반대로 이루어지고 있다. 이와 같은 발견은 금융정책의 형성과 집행에 중요한 의미와 함의를 갖고 있는 것이라고 해석할 수 있다. 여기에서 短期政策과 長期政策을 별도로 입안하여 실행하는 것이 바람직하다.

X. 金融政策과 證券市場

지금까지는 實質株價가 貨幣의 供給을 결정하는데 어떤 역할을 담당하고 있는지에 중점을 두어 분석이 이루어졌다. 그러나 본 절에서는 이와 같이 형성된 通貨政策이 金融資產의 가격에 어떤 영향을 미치고 있는가를 분석하고자 한다.

株價는 資本資產의 價格決定模型에 의하면 시장위험에 의하여 결정된다. 그런데 arbitrage 價格決定理論(arbitrage pricing theory)에 의하면 하나의 위험요소에 의하여 자본자산의 가격이 결정되는 것이 아니라 여러개의 危險因子에 의하여 결정된다. 資本資產價格決定의 異時的 模型에 의하면 여러개의 狀態變數(state variable)에 의하여 자산의 가격이 결정된다. Arbitrage 價格決定理論과 異時的 模型을 원용하면 다른 조건들이 일정할 때 금융시계열 변수들의 함수라고 간주할 수 있다. 따라서 다음과 같은 모형의 정립이 가능하다.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 M_t + \beta_2 L_t + \beta_3 H_t + \beta_4 G_t + u_t \quad (16)$$

식 (16)을 추정하면 <표 17>과 같다. 이 표에 의하면 貨幣의 對數流通速度는 그 係數가 陰數이며 t값이 有意의이다. 그리고 소득변화율은 계수가 양수이고 t값은 유의적이다. 그 이외의 변수들은 계수는 양수이나 t값은 유의성을 확보하는데 실패하고 있다. 따라서 주가를 결정하는 狀態變數나 危險要素는 貨幣의 流通速度, 즉 實質貨幣殘高와 所得이라고 할 수 있다.

〈표 17〉 주가의 결정변수 계수 표준오차

변 수	상 수	유통속도	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률
계 수	4.0934	-2.0547	0.0058	8.1879	1.1735
표준오차	0.4194	0.1808	0.5882	5.4674	0.3477

$$R^2 = 0.7357 \quad \bar{R}^2 = 0.7182$$

Durbin Watson 통계량 = 0.302

〈표 18〉 주가와 유통속도

변 수	상 수	유통속도	장단기수익비율	화폐차등수익률	실질자산명목수익률	M2의 시차(1)
계 수	4.4216	-1.4255	0.0093	8.3694	0.8384	-0.6854
표준오차	0.4463	0.3822	0.5733	5.3277	0.3855	0.3461

$$R^2 = 0.7541 \quad \bar{R}^2 = 0.7330$$

Durbin Watson 통계량 = 0.176

이 표에 의하면 貨幣의 對數流通速度는 그 係數가 陰數이며 t값이 有意的이다. 그리고 소득 변화율은 계수가 양수이고 t값은 유의적이다. 그 이외의 변수들은 계수는 양수이나 t값은 유의성을 확보하는데 실패하고 있다. 따라서 주가를 결정하는 狀態變數나 危險要素는 貨幣의 流通速度, 즉 實質貨幣殘高와 所得이라고 할 수 있다.

화폐는 시차를 두고 주가의 형성에 영향을 미칠 수 있다. 이 영향을 고찰한 것이 〈표 18〉이다. 이 표에 의하면 화폐의 유통속도의 시차변수가 주가의 형성에 영향을 미치고 있다. 화폐의 유통속도의 제1계 시차변수의 계수는 음수이며 t값은 유의적이다. 그러나 화폐의 유통속도의 제2계 시차변수는 그 계수가 음수이어서 영향의 방향은 정당하지만 t값이 유의성을 상실하고 있다.

본 논문에서는 우리나라의 금융정책에 따른 증권시장의 동태적 구조와 증권가격형성 메카니즘, 그리고 증권시장의 제도개선에 관하여 심도있게 분석되었다. 貨幣需要는 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 실질자산명목수익률에 의하여 결정되고 있다. 그리고 富의 효과가 발생하고 있다. 주가가 상승하면 기대수익은 상승하여 투자자는 주식투자를 증대시킨다. 여기에서 富의 효과가 발생한다. 위험성 주식에 대한 투자는 다른 조건이 변하지 않으면 포트폴리오의 총위험이 증가하게 된다. 투자자가 위험기피형일 때 포트폴리오의 위험을 포트폴리오 변경이전과 같이 유지하기 위하여는 장기채권의 투자를 감소시키고 무위험의 단기투자

를 증대시키려 할 것이다. 여기에서 대체효과가 발생한다. 그러나 代替效果를 誘導하는 변수의 계수가 유의성 확보에 실패하고 있어 대체효과가 존재하지 않는다. 이것은 투자자가 장기채권과 단기의 무위험 채권에 대한 선호는 장기채권 위에 있다는 것을 뜻한다. 화폐의 공급이 증가하면 채권의 수익률은 증가하리라고 기대된다. 우리나라의 채권은 短期債券이건 長期債券이건 간에 어느 의미에서는 無危險 資産과 유사하다고 할 수 있다. 투자자는 오히려 장기채권도 무위험 채권으로 간주하려는 성향이 존재한다. 그렇다면 굳이 단기자산에 투자하기 보다는 期待收益率이 높고 이 수익률의 실현이 거의 확실하다고 기대하고 있어 장기자산에 투자하는 것이 오히려 바람직하다. 對替效果를 측정하는 변수의 계수가 유의성을 상실하는 것은 당연한 귀결이라 할 수 있다. 그러나 대체로 無危險 資産과 株式 간에 이루어지고 있다.

資本市場理論에서는 화폐는 무시하고 실물적인 관점에서 證券價格의 결정을 연구하거나 危險分析에 주안점이 주어져 왔었다. 본 연구를 통하여 통화정책의 결과가 자본시장에 직접적으로 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 통화금융정책과 주가의 유기적 관계를 확인한 본 논문의 결과를 정책당국이 참고하여 通貨金融政策 效率性을 極大化할 수 있을 것으로 본다.

株價는 貨幣量과 所得이 영향을 미치고 있으며 다른 금융변수들은 영향을 미치지 않고 있다. 그러나 실질화폐잔고와 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 소득변화율과는 장기적 정상적 균형관계를 형성하고 있다. 따라서 장기적 관점에서 증권시장은 경제성장을 위한 통화정책과 각 분야의 均衡의 成長을 유발할 수 있는 財政政策이 요청되고 있다.

XI. 結 論

貨幣市場과 資本市場은 通貨政策을 수행하는 시장이므로 通貨政策의 效果를 분석하고, 또한 보다 효율적인 통화정책을 수립하기 위해서는 通貨政策과 연관된 金融市場의 모든 메카니즘에 대한 研究가 遂行되어야 함에도 불구하고 단순한 利率에 대한 決定 혹은 인플레이션에 대한 研究 이외에는 通貨政策과 관련된 金融市場에 관한 研究는 전무하였다. 한편 資本市場理論에서는 貨幣는 무시하고 실물적인 관점에서 證券價格의 決定을 研究하고 있으며 또는 危險分析에만 그 주안점이 주어져 있는 것이 현실이었다. 그러나 通貨政策을 올바르게 遂行하고 證券市場의 行動樣態를 정확하게 파악하며 동시에 證券의 價格決定過程을 올바르게 이해하고 파악하기 위해서는 通貨金融政策下에서의 證券市場의 모든 메카니즘에 대한 研究가 매우 절실하다.

본 연구를 통하여 우리나라의 金融政策과 이 金融政策을 效率的으로 吸收 施行하기 위한 證券市場에서의 여러가지 制度的 側面에 대한 검토, 진단 및 분석이 본격적으로 수행되었다. 본 연구에서는 또한 通貨金融政策과 證券市場이 有機的인 關係를 맺고 있음에 이러한 通貨金融政

策을 證券市場에서는 制度的으로 어떠한 메카니즘을 통하여 吸收하게 되는지를 살펴 보았고, 나아가 여러가지 通貨金融政策의 效果를 極大化시킬 수 있도록 여러 가지 實證의 特性을 고찰하여 보았다. 특히 通貨金融政策施行의 時點(timing)에 관한 正當性與否를 統計的으로 분석·검토하였고, 證券市場에 關連한 여러가지 制度的 裝置에 대하여 問題點을 파악함으로써 우리나라 證券市場의 發展을 위한 制度改善의 方案을 마련하고, 그 결과로 經濟政策과 實物經濟의 表象이라는 證券市場간에 政策效率性을 極大化할 수 있는 方案이 무엇인가를 導出해보고자 하였다. 證券市場의 發展이 국가의 經濟政策과 直結되어 있음은 주지의 사실이지만 證市는 또한 그 나름대로의 固有한 性質이 있으므로 이러한 성질의 精確한 認識을 통한 經濟政策의 形成을 고찰하여 보는 것은 매우 艱難한 과제라 할 수 있다.

金融政策과 資本市場의 證券價格과의 動態的 關聯性을 實證的으로 분석한 결과 動態的 構造面에서는 특히 주식시장은 화폐에 대하여 시차를 갖는 반면, 장기채시장과 단기무위험시장에서는 시차를 갖지 않음이 발견되었다. 그리고 증권가격형성 메카니즘을 살펴본 결과, 화폐의 증가는 富의 效果로 이어지고 그 결과 주가의 상승이 초래된다. 다른 한편으로 화폐의 증가가 대체효과를 반드시 유발시키지는 않으며, 그 이유로는 투자자들이 장기채를 선호함으로써 가격의 상승을 불러일으키는 반면 무위험 자산의 경우 가격의 변동은 일어나지 않았다. 끝으로, 價格效果의 존속은 비교적 단기로 끝남이 확인되었다.

본 논문에서는 우리나라의 금융정책에 따른 증권시장의 동태적 구조와 증권가격형성 메카니즘, 그리고 증권시장의 제도개선에 관하여 심도있게 분석되었다. 貨幣需要는 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 실질자산명목수익률에 의하여 결정되고 있다. 그리고 富의 效果가 발생하고 있다. 주가가 상승하면 기대수익은 상승하여 투자자는 주식투자를 증대시킨다. 여기에서 富의 效果가 발생한다. 위험성 주식에 대한 투자는 다른 조건이 변하지 않으면 포트폴리오의 총위험이 증가하게 된다. 투자자가 위험기피형일 때 포트폴리오의 위험을 포트폴리오 변경이전과 같이 유지하기 위하여는 장기채권의 투자를 감소시키고 무위험의 단기투자를 증대시키려 할 것이다. 여기에서 대체효과가 발생한다. 그러나 代替效果를 誘導하는 변수의 계수가 유의성 확보에 실패하고 있어 대체효과가 존재하지 않는다. 이것은 투자자가 장기채권과 단기의 무위험 채권에 대한 선호는 장기채권 위에 있다는 것을 뜻한다. 화폐의 공급이 증가하면 채권의 수익률은 증가하리라고 기대된다. 우리나라의 채권은 短期債券이건 長期債券이건 간에 어느 의미에서는 無危險 資産과 유사하다고 할 수 있다. 대부분의 사채가 保證私債이며 長期라 해도 3년 정도가 보통이다. 투자자는 오히려 장기채권도 무위험 채권으로 간주하려는 성향이 존재한다. 그렇다면 굳이 단기자산에 투자하기 보다는 期待收益率이 높고 이 수익률의 실현이 거의 확실하다고 기대하고 있어 장기자산에 투자하는 것이 오히려 바람직하다. 對替效果를 측정하는 변수의 계수가 유의성을 상실하는 것은 당연한 귀결이라 할 수 있다. 그

러나 대체로 無危險 資産과 株式 간에 이루어지고 있다.

미래의 현금흐름에 대한 시간에 걸친 주관적 할인율은 약 0.8이다. α 가 1에 비하여 무척 큰데 이것은 log 효용의 가능성을 기각하고 있다는 점을 제시하고 있다. δ 의 추정치는 비내구재와 비내구재와 서비스의 합인 경우 거의 동일하며 0보다 크고 1보다 적다. 서비스를 消費의 表象變數로 볼 때 효용함수에서 소비와 실질화폐잔고의 상대적 중요성을 수렴하는 選好母數는 2.33으로 1보다 무척 크다. δ 의 추정치를 볼 때 $\delta = 1$ 이라는 제약조건은 기각이 된다. 따라서 실질화폐잔고가 효용함수에서 중요한 역할을 담당하고 있다. α 와 δ 의 추정값에 의하여 선호가 오목하지 않음을 알 수 있다. 貨幣效用函數에 의한 消費基底模型은 J 통계량에 의할 때 기각된다. 이 모형의 검증결과 화폐잔고가 한국경제에서 중요함이 인정되고 있으나 화폐효과의 중요성이 인정된다고 해도 資本資産의 價格決定過程을 해명하는데 큰 설명력을 확보하고 있지 못한 실정이다.

이 모형에서도 알 수 있듯이 서비스와 다른 소비 표상변수들과는 그 성질이 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 비내구재와 비내구재와 서비스의 합을 소비 표상치로 사용할 때 추정치는 일치하고 있다. 危險忌避係數의 값이 미국보다 한국이 높다. 그리고 시간에 걸친 選好率은 한국이 낮다.

危險忌避에 대한 態度는 α 가 감소함에 따라 완화된다. 위험을 피하는 태도는 相對的 危險忌避係數의 量에 反比例한다. 이 검증의 결과를 볼 때 한국이 미국보다 위험성이 높은 투자안을 보다 잘 받아들이는 성향을 갖고 있다고 할 수 있다. 말하자면 한국인이 높은 위험을 받아들일 수 있는 태세를 갖추고 있다고 할 수 있다. α 가 감소함에 따라 위험을 기피하고자 하는 성향은 증가한다. 한국이 미국보다 위험기피계수가 높다. 따라서 이 위험성이 높은 투자안에서 위험에 대한 적절한 보상이 주어진다면 한국사람들이 미국사람들 보다 이 투자안을 수락할 용의가 크다고 할 수 있다. 시간에 걸친 선호율이 미국보다 낮다. 따라서 미국보다 한국에서 이 자율이 높다.

貨幣效用函數에 의한 消費基底模型에서 消費와 實質貨幣殘高의 相對的 重要性을 나타내 주는 選好母數 δ 는 한국이 미국보다 낮다. 이것은 효용함수에 도입되는 실질화폐잔고가 미국에 비해 한국이 보다 중요하다는 점을 의미한다. 말하자면 화폐가 미국보다 한국에서 그 중요성이 보다 인정된다고 할 수 있다. 이와 같은 성향으로 GNP에 대한 화폐공급율이 미국보다 낮은 것이 아닌가 하는 감이 든다. 이 점은 상관계수에 의해서도 확인되고 있다. 즉, 貨幣政策이 消費와 資産收益에 큰 영향을 미치고 있다는 점이 제시되어 있다. 이와 같은 검증결과 한국의 經濟政策이 貨幣供給을 대단히 중요시 하는 경제운용을 해 오고 있다는 점을 支持하고 있다.

증권시장의 장기적 구조를 파악하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 단위근 검정에 의하

여 우리나라의 금융시계열은 단위근이 존재한다. 따라서 금융시계열이 非定常的 確率過程을 따르고 있다. 共積分 檢定에 의하여 화폐의 실질대수 유통속도와 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 실질자산명목수익률 사이에는 차분후에 장기적 정상균형관계가 형성되고 있음이 발견되었다. 장기의 동태적 구조로 파악할 때 통화정책과 주가는 장기정상관계를 유지하고 있다. 그리고 株價는 同時的 通貨政策과 제1계 시차통화정책과 소득에 의하여 결정되고 있다. 다른 금융시계열은 주가결정에 영향을 미치고 있지 못한 실정이다.

다음은 정부당국의 정책방향에 대하여 요약하고자 한다. 株價의 上昇은 富의 效果와 代替效果를 유발하고 있다. 따라서 통화당국은 이점을 고려하여 화폐정책을 수립하여야 한다. 그리고 通貨量은 株價의 價格形成에 陽의 效果를 형성하고 있다. 따라서 화폐의 공급량의 증가는 명목주가의 상승을 유발하고 이에 따라 富의 效果와 代替效果가 발생한다. 이와 같은 현상의 발견은 정부당국의 통화정책과 자본시장정책에 중요한 의의를 갖고 있다고 하겠다. 통화정책의 효과는 당기 뿐만 아니라 차기에도 영향을 미치고 있다.

株價는 貨幣量과 所得이 영향을 미치고 있으며 다른 금융변수들은 영향을 미치지 않고 있다. 그러나 실질화폐잔고와 실질주가, 장단기수익비율, 화폐차등수익률과 소득변화율과는 장기적 정상적 균형관계를 형성하고 있다. 따라서 장기적 관점에서 증권시장은 경제성장을 위한 통화정책과 각 분야의 均衡的 成長을 유발할 수 있는 財政政策이 요청되고 있다.

위의 논의에서 유출할 수 있는 것은 화폐의 영향을 완화시키기 위하여 option 市場의 開發과 實物 및 金融에 대한 先物市場의 開設이 요청된다. 이와 같은 시장을 통하여 통화정책이 증권시장에 미치는 과도한 효과를 축소시켜 합리적이고 건전한 證券市場의 發展과 金融市場의 원활한 발전이 이룩될 수 있을 것이다.

資本市場理論에서는 화폐는 무시하고 실물적인 관점에서 證券價格의 결정을 연구하거나 危險分析에 주안점이 주어져 왔었다. 본 연구를 통하여 통화정책의 결과가 자본시장에 직접적으로 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 통화금융정책과 주가의 유기적 관계를 확인한 본 논문의 결과를 정책당국이 참고하여 通貨金融政策 效率性을 極大化할 수 있을 것으로 본다.

參 考 文 獻

- Baba, Y., D. Hendry, and R. Starr, "The Demand for M1 in the U.S.A.: 1960-1988," *Review of Economic Studies* 59, (January 1992), pp.25-61.
- Barro, R., "A Capital Market in an Equilibrium Business Cycle Model," *Econometrica* 48, (1980), pp.1393-1417.
- Belongia, M. T., "Measurement Matters: Recent Results from Monetary Economics Reexamined," *Journal of Political Economy* 104, (1996), 1065-1083.
- Breedon, D., "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics* 7, (1979), pp.265-296.
- Carr, J. and M. Darby, "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money," *Journal of Monetary Economics* 8, (1981), pp.183-199.
- Cecchetti, S. G. and N. C. Mark, "Evaluating Empirical Tests of Asset Pricing Models: Alternative Interpretations," *American Economic Review* 80, (May 1990), 48-57.
- Choudhry, T., "Real Stock Prices and the Long-run Money Demand Function: Evidence from Canada and the USA," *Journal of International Money and Finance* 15, (1996), 1-17.
- Cox, J., J. Ingersoll, and S. Ross, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica* 53, (1985), pp.385-408.
- Danthine, J. and J. Donaldson, "Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica* 54, (May 1986), pp.585-605.
- Dickey, D. and W. Fuller, "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, (June 1979), vol. 74, pp.427-431.
- Dixit, A. K. and S. M. Goldman, "Unvertainty and the Demand for Liquid Assets," *Journal of Economic Theory* 2, (March 1970), 368-382.
- Engle, R. and C. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55, (1987), pp.251-276.

- Epstein, L. G. and S. E. Zin, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica* 57, (July 1989), 937-969.
- Epstein, L. G., "Substitution, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis," *Journal of Political Economy* 99, (April 1991), 263-286.
- Fama, E. and K. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy* 96, (April 1988), pp.246-273.
- Farmer, R., "The Lucas Critique, Policy Invariance and Multiple Equilibria," *Review of Economic Studies* 58, (April 1991), pp.321-332.
- Feldstein, M. and J. H. Stock, "Measuring Money Growth When Financial Markets are Changing," *Journal of Monetary Economics* 37, (1996), 3-27.
- Field, A. J., "Asset Exchanges and the Transactions Demand for Money, 1919-1929," *American Economic Review* 74, (1984), 43-59.
- Finn, M. G., D. L. Hoffman and D. E. Schlagenhauf, "Intertemporal Asset-Pricing Relationship in Barter and Monetary Economies: An Empirical Analysis," *Journal of Monetary Economics* 25, (June 1990), 431-451.
- Friedman, M., "Money and the Stock Market," *Journal of Political Economy* 96, (April 1988), pp.221-245.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz, "Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975." Chicago: Univ. *Chicago Press* (for NBER), (1982).
- Fuhrer, J. C. and G. R. Moore, "Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output," *The American Economic Review* 85, (1995), 219-239.
- Ghysels, E. and P. Perron, "The Effects of Seasonal Adjustments Filters on Tests for a Unit Root," *Journal of Econometrics*, (January-February 1993), vol. 55, pp.57-98.
- Giovannini, A. and P. Labadie, "Asset Prices and Interest Rates in Cash-in-Advance Models," *Journal of Political Economy* 99, (1991), 1215-1251.
- Grossman, S., A. Melino, and R. J. Shiller, "Estimation the Continuous-Time

- Consumption-Based Asset Pricing Model," *Journal of Business and Economic Statistics* 5, (July 1987), 315-327.
- Grossman, S. J. and R. J. Shiller, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," *American Economic Review Papers and Proceedings* 71, (May 1981), 222-227.
- Hadouvelis, G., "Market Perceptions of Federal Reserve Policy and the Weekly Monetary Announcements," *Journal of Monetary Economics* 14, (1984), pp.225-240.
- Hall, R. E., "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy* 86, (December 1978), 971-987.
- Hall, R. E., "Intertemporal Substitution in Consumption," *Journal of Political Economy* 96, (April 1988), 339-357.
- Hallman, J. J., R. D. Porter and D. H. Small, "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *The American Economic Review* 81, (1991), 841-858.
- Hamilton, J. D., "The Daily Market for Federal Funds," *Journal of Political Economy* 104, (1996), 26-56.
- Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators," *Econometrica* 50, (1982), pp.1029-1054.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, (September 1982), 1269-1268.
- Heath, D., R. Jarrow, and A. Morton, "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation," *Econometrica* 60, (January 1992), pp.77-105.
- Ireland, P. N., "Money and Growth: An Alternative Approach," *The American Economic Review* 84, (1994), 47-65.
- Johansen, S., "A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables," *Econometric Theory* 11, (1995), 25-59.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59, (November

- 1991), 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius, "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics* 53, (1992), 211-244.
- Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics* 52, (1990), 169-210.
- Kandel, S. and R. F. Stambaugh, "On Correlations and Inferences about Mean-Variance Efficiency," *Journal of Financial Economics* 18, (March 1987), 61-90.
- Karaken, J. and N. Wallace, eds., *Models of Monetary Economies*, Minneapolis: Federal Reserve Bank, (1980).
- Keran, M. W., "Expectations, Money and the Stock Market," *Fed. Reserve Bank St. Louis Rev.* 53 (January 1971), 16-32.
- Kimbrough, K., "Futures Markets and Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics* 15, (1985), pp.69-79.
- Kocherlakota, N. R., "Bubbles and Constraints on Debt Accumulation," *Journal of Economic Theory* 57, (June 1992), pp.245-256.
- Kocherlakota, N. R., "Disentangling the Coefficient of Relative Risk Aversion from the Elasticity of Intertemporal Substitution: An Irrelevance Result," *Journal of Finance* 45, (March 1990), 175-190.
- Litterman, R. and L. Weiss, "Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data," *Econometrica* 53, (January 1985), pp.129-156.
- Lucas, R. E., Jr., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica* 46, (1978), pp.1429-1445.
- Lucas, R. E., Jr., "Liquidity and Interest Rates," *Journal of Economic Theory* (1990), pp.237-264.
- Lucas, R. E., Jr., and N. L. Stokey, "Money and Interest in a Cash-in Advance Economy," *Econometrica* 55, (May 1987), pp.491-513.
- Mehra, R. and E. C. Prescott, "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 15, (March 1985), 145-161.

- Modigliani, F. and L. Papademos, "Money, Credit, and the Monetary Mechanism," in M. deCecco and J. P. Fitoussi, eds., *Monetary Theory and Economic Institutions*, London: Macmillan, (1987), pp.121-160.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, (1992), 461-471.
- Phillips, P. C. B., "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica* 59, (March 1991), pp.283-306.
- Rasche, R. H., "M1-Velocity and Money Demand Functions: Do Stable Relationships Exist?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, (1987).
- Rhee, Il King, "Empirical Tests of the Consumption-Based Asset Pricing Model by Estimating the Risk Aversion Coefficient in the Korean Economy," *Research in International Business and Finance* 11A, (1994), 181-215.
- Sargent, T. J. and N. Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy* 83, (1975), pp.241-254.
- Schwert, G. W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics* 20, (1987), 73-103.
- Smith, B. D., "Interest on Reserves and Sunspot Equilibria: Friedman's Proposal Reconsidered," *Review of Economic Studies* 58, (January 1991), pp.93-105.
- Svensson, L. E. O., "Money and Asset Prices in a Cash-in-advance Economy," *Journal of Political Economy* 93, (1985), pp.919-944.
- Tirole, J., "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica* 53, (September 1985), pp.1071-1110.
- Wenninger, J. and L. J. Radecki, "Financial Transactions and the Demand for M1," *Feb. Reserve Bank New York Q. Rev.* 11, (September 1986), 24-29.