

通貨供給衝擊과 短期通貨需要: 緩衝的 通貨需要函數에 대한 分析*

左 承 喜

目 次

- I. 序 論
- II. 問題의 提起: 既存通貨需要函數 模
型의 問題點
- III. 緩衝的 通貨需要函數
- IV. 實證分析結果
- V. 結論 및 政策提案

I. 序 論

通貨需要函數에 대한 理論的·經驗的 研究
는 1970年代 中반까지만 해도 거의 완벽한 경

筆者: 本院 研究委員

* 本稿를 읽고 有用한 論評을 해준 KDI의 姜文秀, 朴元
巖 博士에게 감사를 드린다. 또한 本稿의 實證分析과
關聯된 컴퓨터作業과 원고정리를 도와준 金龍夏, 玉東
錫 研究員과 타자業務를 담당한 朴鉉淑 研究助員에게
도 感謝를 표한다.

1) Goldfeld(1976)가 既存 通貨需要函數의 豫測能力 低
下問題를 처음 提起한 후 이 問題에 대한 理論的 및
經驗的 研究가 뒤따르게 되었다. 이 問題를 다룬 研
究의 개관은 Judd와 Scadding(1982), 그리고 보다
최근의 論議에 對해선 Gorden(1984)과 Roley(1985)
를 參照.

2) 특히 두드러진 接近方法으로는 通貨의 構成部分 各各

지에 도달하여 더 이상의 흥미를 끌 만한 學
問的 論議가 불필요한 것처럼 보였다. 그러나
1970年代 후반에 접어들면서 특히 美國을 중
심으로 既存의 通貨需要函數理論에 입각한 經
驗的 研究의 現實經濟에 대한 豫測能力이 점
차 떨어지기 시작하면서 通貨需要函數의 不安
定性的 問題가 새로운 學問的 關心으로 등장
하게 되었다¹⁾. 이 問題에 대한 一般的 接近
方法을 살펴보면 대략 다음과 같은 부류로 나
눌 수 있다. 가장 흔한 接近方法으로서는 既存
通貨需要函數理論의 틀 안에서 通貨需要函
數의 定型을 바꿔 보거나 혹은 既存의 變數에
대한 測定方法을 바꾸거나 그 定義를 새롭게
해보는 것이라고 하겠다. 이는 既存의 理論下
에서 새로이 나타나기 시작한 金融革新等 國
內金融市場에서의 環境變化를 감안함으로써
通貨需要函數의 不安定性的 問題를 解決할 수
있다고 보는 立場이라 하겠다²⁾. 반면에 좀더
넓게 보는 立場으로서는 國際通貨制度 및 國
內通貨政策 遂行方法上的 變化로 인해 通貨의
外生性이 증대되는 등 政策體制(policy regime)

의 根本的인 變化에서 그 原因을 찾으려 하고 있다. 이에 따르면 1970年代 초반에 일어난 國際通貨制度의 變動換率制度로의 移行과 中央의 利率規制政策에서 ‘目標通貨量 調節政策(monetary targeting)’으로의 巨視經濟政策의 基調轉換 등 經濟與件의 變化에 따라 既存通貨需要函數의 現實豫測能力이 低下되게 되었다고 보고 있다.

이 두번째의 接近方法과 關聯하여 흥미있는 變化는 既存의 通貨需要函數를 物價方程式으로 볼 수 있다는 인식의 전환이다. 이는 通常의 通貨需要函數에서 名目通貨量이 外生的으로 決定된다고 볼 때 通貨需要函數는 궁극적으로 物價를 決定하는 關係式으로 轉換될 수 있기 때문이다. 종래의 新古典派 綜合에 있어서 支柱가 되었던 物價方程式으로서의 「필립스」曲線의 問題點이 合理的期待假說에 의해 보여지고, 利率規制政策에서 通貨量規制로의 一般的인 政策基調의 變化에 따라 「필립스」曲線에 대체할 수 있는 物價方程式을 通貨需要函數에서 찾고자 하는 認識의 變化는 당연한 論理的 歸結이라 하겠다.

이와 같이 通貨需要函數를 通貨量과 物價와의 關係를 설명하는 理論的 體系로 볼 경우 두가지의 理論的 關心에 직면하게 된다. 첫째는 物價와 通貨와의 時差關係이며, 둘째는 期待形成「메카니즘」에 따른 通貨의 物價에 대한 相異한 影響의 問題로 요약된다.

의 다른 ‘通貨性(moneyness)’에 따라 다른 加重值를 부여함으로써 異質的인 通貨構成部分들의 同質性을 유지할 수 있도록 通貨를 새로이 정의하고 測定하는 方法과 機會費用變數로서의 利率를 새로운 金融環境下에서 진정한 의미의 機會費用을 반영할 수 있도록 새롭게 測定하는 方法 등을 들 수 있다. 前者에 대해서는 Batten과 Thornton(1985) 및 南相祐(1980), 後者에 대해서는 Taylor(1985) 參照.

通貨가 物價에 미치는 時差效果는 通貨論者들의 研究를 통해 많은 論議가 되어 왔으며 理論 및 實證的인 分析을 통해 확인되어 왔다. 그럼에도 불구하고 실제 實證分析에 사용되는 典型的인 短期通貨需要函數의 形態는 이러한 時差關係를 고려에 넣고 있지 않거나 혹은 說明變數들이 物價에 미치는 효과들간의 相互一貫性을 고려에 넣지 않고 있는 실정이다.

한편 이러한 既存 通貨需要函數定型的 問題점을 補完하기 위해 經濟主體들의 期待形成「메카니즘」을 導入하는 경우에 있어서도 어떠한 期待假說을 따를 것이냐에 따라 理論적으로 나타나는 時差關係가 다를 수 있다.

本稿에서는 韓國의 資料를 이용하여 上記한 두 가지 問題와 관련, 최근에 새로이 提起되고 있는 理論的인 主張을 檢證해 봄으로써 今後의 通貨需要函數의 研究에 보탬이 되고 더 나아가 우리나라 通貨政策의 樹立執行에 다소나마 유용한 情報를 提供하려는 데 그 目的이 있다 하겠다.

다음 章에서는 通貨와 物價間의 時差關係를 중심으로 既存 通貨需要函數定型的 問題점을 提起하고, 問題의 實證的 側面을 韓國의 資料를 이용하여 부각시킴으로써 전체 論議의 현실적 相關性을 強調하고자 한다.

第Ⅲ章에서는 既存 通貨需要函數定型的 問題점을 교정하는 方法으로서, 주로 최근에 들어 활발히 論議되고 있는 ‘緩衝的 通貨需要函數(shock-absorber money demand function)’를 개관함과 동시에 緩衝的 通貨需要函數와 相關된 論爭에 대해서도 개관해 보고자 한다. 第Ⅳ章에서는 緩衝的 通貨需要函數 假說을 檢證함과 동시에 關聯하여 主張되는 通貨需要函數의 物價方程式으로서의 役割에 대한 假說을 지

접적으로 通貨需要函數에서 도출되는 物價方程式을 예측해 봄으로써 檢證해 보고자 한다. 第V章은 結論으로서 本研究의 問題點 및 추후의 改善方向 등을 論議하고 本研究를 통해 얻어진 結果를 바탕으로 우리나라 通貨政策遂行에 있어서 有用하다고 판단되는 새로운 情報를 정리해 보고자 한다.

II. 問題의 提起 : 既存 通貨需要函數模型의 問題點

周知하는 바와 같이 既存의 短期通貨需要函數는 短期에 있어서의 「스톡」不均衡(stock disequilibrium)概念에 입각하여 長期通貨需要函數에 「스톡」調整「메카니즘」을 導入함으로써 定型化되고 있다. 「스톡」不均衡이란 通貨의 長期와 短期需要間의 乖離를 설명하는 概念으로서, 金融資産의 殘高를 調整함에 있어 그 速度가 빠름에 따라 그만큼의 追加的인 調整費用을 負擔하게 되기 때문에 일정기간에 걸친 점진적인 調整을 통해 그 調整費用을 最小化하게 되고 이에 따라 短期所望通貨需要量과 長期所望通貨需要量間의 乖離가 일어나게 된다고 보는 것이다. 이러한 長·短期 所望通貨需要函數의 概念上의 구별은 통상 部分調整模型을 援용하여 定型化되어 왔다.

우선 Chow(1966)에 의해 定型化된 實質殘高需要를 기준으로 한 部分調整模型을 따를 경우 長期와 短期의 所望通貨需要函數는 다음과 같은 관계를 갖게 된다.

$$m_t^s - m_{t-1} = \lambda(m_t^d - m_{t-1}) \dots\dots\dots(1)$$

여기에서 m_t^s 는 今期의 短期所望實質通貨需要量이며, m_{t-1} 은 前期의 實質通貨保有殘高이고 m_t^d 는 今期의 長期所望實質通貨需要量이다³⁾. λ 는 0과 1 사이의 調整「파라미터」로서 式(1)의 의미는 前期의 保有殘高와 今期의 長期所望需要量間의 乖離의 일정부분($100 \cdot \lambda\%$)만이 今期의 短期所望通貨需要量에 반영된다는 것이다. 이 경우에 있어 調整期間(adjustment period)은 $(1-\lambda)/\lambda$ 로 정의된다.

한편 Goldfeld(1976)에 의해 定型化된 名目殘高需要를 기준으로 한 部分調整模型은 다음과 같이 定型化된다.

$$M_t^s - M_{t-1} = \lambda(M_t^d - M_{t-1}) \dots\dots\dots(2)$$

여기서 대문자 M 은 「로그」를 취한 名目通貨殘高로서 式(2)는 式(1)에서 實質殘高를 名目殘高로 代替했을 뿐 동일한 「스톡」不均衡概念이 適用된다. 經濟主體의 「스톡」調整行態가 名目殘高의 調整에 의해 설명될 수 있다는 假說이 體現되어 있음은 물론이다.

그러나 이 模型들의 實證的인 설명력이 어떠한 理論的인 側面에서 볼 때 Chow型이나 Goldfeld型이나 공히 그 理論的인 基礎의 未備로 인해 問題點을 가지고 있다 하겠다. 통상의 部分調整模型을 說明하는 論據로서 調整費用을 제시하고 있기는 하나 이에 基礎한 思考實驗(thought experiment)이 一貫性있게 이루어지지 못하고 있는 형편이다. 예를 들면 Chow型의 경우는 物價나 利子率 등이 변한다고 보는 市場實驗(market experiment)의 경우는 타당하다 하겠으나 論理의 基本이 되는 個別經濟主體 水準에서의 思考實驗인 個人實

3) 本稿에서 英文 대문자로 表示한 變數는 따로 명시하지 않는 한 「로그」를 취한 名目值이며, 英文 소문자로 表示한 變數는 「로그」를 취한 實質變數를 나타낸다.

驗(individual experiment)에서 볼 때는 그 설득력을 잃게 된다. 이는 式(1)이 實質殘高를 기준으로 定型化되고 있기 때문에 一般大衆이 아닌 個人的 「포트폴리오」調整에 따라서도 市場價格이나 利子率이 동시에 같이 變動하게 된다는 示唆을 주기 때문이다. 반면에 Goldfeld型的 경우는 個人實驗의 경우에는 의미를 갖지만 市場實驗의 경우는 그 설득력을 잃게 된다. 왜냐하면 Goldfeld型 式(2)는 名目通貨를 기준으로 定型化되어 있는데 이는 주어진 物價水準下에서 名目通貨保有量을 調節할 수 있다고 보는 것이기 때문에 個人的 行態說明에 는 적합하지만 全體經濟로 볼 때에는 物價의 固定化는 타당한 假定이 아니기 때문이다⁴⁾.

한편 최근에는 「스톡」不均衡概念과는 달리 「플로우」不均衡이란 概念을 통하여 式(1)과 (2)에 기초한 既存 通貨需要函數模型의 弱點을 補完하고자 하는 노력이 나타나고 있다. 「플로우」不均衡概念은 상기한 「스톡」不均衡에 追加적으로, 經濟主體들의 최적화 노력에 장애요인으로 나타나는 通貨供給側面에서의 衝擊(shock 혹은 surprise)效果를 勘案하고자 하는 理論的 노력의 產物로서 短期所望通貨需要量과 短期實際通貨需要量과의 乖離를 說明하는 理論的 道具로서 元용되고 있다. 通貨當局에 의한 能動的이고 積極的인 通貨量調節 노력은 短期에 있어 經濟主體들이 기대하지 못한 外生的 通貨量的 增減을 招來하게 되기 때문에 이러한 事前에 예견하지 못한 通貨量的 增減分은 短期所望通貨需要量과는 별도로 實

際通貨需要量에 영향을 미치게 된다고 보는 것이다. 이 경우의 短期所望通貨需要量과 실제로 保有하게 되는 通貨量과의 乖離를 緩衝殘高(buffer stock)라고 부른다⁵⁾. 이에 따르면 기존의 「스톡」不均衡에 입각한 短期通貨需要函數는 事前에 예견된 通貨供給에 대한 需要를 說明하는 것으로 把握되며 새로운 「플로우」不均衡에 입각한 緩衝殘高概念은 이에 追加적으로 豫見되지 않은 通貨供給에 대한 需要를 說明하는 概念으로 把握될 수 있다.

이러한 「플로우」不均衡概念이 主張되게 된 背景으로는 물론 既存通貨需要函數의 現實豫測力이 減少하게 되었다는 사실도 있으나 보다 더 根本적으로는 合理的期待假說의 登場으로 通貨의 中立性에 대한 論議가 재연되었다는 사실을 들 수 있을 것이다. 既存의 通貨論者들의 主張인 長期中立通貨命題에서 더 나아가 短期에 있어서도 通貨量的 變動이 經濟主體에 의해 미리 豫見될 경우에는 實物變數에 영향을 줄 수 없다는 命題가 合理的期待假說에 의해 證明되었음은 周知의 사실이다⁶⁾. 결국 이 命題에 의하면 短期에 있어서도 예견된 通貨量的 變動은 즉각적으로 一般物價水準에 반영되는 반면 예견되지 못한 通貨量的 變動은 實物經濟에 영향을 준다고 보기 때문에 貨幣需要函數에 이러한 命題를 어떻게 導入할 수 있을 것인가 하는 것은 당연한 理論的 관심사항이라 하겠다. 관심의 초점은 이 命題가 받아들여진다면 貨幣市場에서는 事前에 예견되지 못한 ‘名目’通貨量的 變動이 바로 物價水準의 變動으로 이어지지 않는다면 어떤 형태든 ‘實質’通貨保有量的 變動으로 이어져야 할 것이라는 점이다. 이때의 通貨保有量的 增減은 결과적으로 기대하지 못한 衝擊(sur-

4) 이 問題에 대한 좀더 상세한 論議는 Laidler(1982), Chapter 2를 參照.

5) 緩衝殘高概念에 대한 詳述은 Laidler(1984)를 參照.

6) 특히 Lucas(1973), Sargent와 Wallace(1975), Barro(1977, 1978) 그리고 Barro와 Rush(1980) 등을 參照.

prise)을 吸收하는 役割을 한다는 의미에서 緩衝殘高라고 부르게 되었다고 볼 수 있다.

이러한 立場에서 볼 때 既存의 通貨需要函數模型은 두 가지 側面에서 問題點을 가진다고 할 수 있다. 첫째는 通貨量의 변동이 實質通貨殘高, 혹은 物價에 미치는 영향에 대한 考慮가 불충분하다는 점이며, 둘째는 이 경우에 있어서 예견된 通貨의 增減과 예견되지 못한 增減의 구분이 이루어지지 않고 있다는 점이다. 이 점을 구체적으로 式(1)과 (2)를 이용하여 보여 보기로 하겠다⁷⁾.

實質通貨殘高의 部分調整模型인 式(1)의 경우 이를 다시 풀어 一次差分形態의 物價式으로 變形시키면 다음과 같다.

$$\Delta P_t = -\lambda(m_t^d - m_{t-1}) + \Delta M_t \dots \dots \dots (3)$$

式(3)은 式(1)에 均衡條件인 $m_t^d = M_t - P_t$ 라는 關係式을 이미 代入한 후 誘導되었다. Δ 는 差分을 의미한다. 이 式에 의하면 今期의 通貨量變動은 그 전부가 今期의 物價變動으로 나타나게 되기 때문에 緩衝殘高效果에 의한 通貨의 物價에 대한 時差效果가 나타날 여지가 없게 된다. 더구나 이 模型에 의하면 名目通貨量의 變動은 즉각적으로 今期의 인플레이에 반영되는 반면 通貨需要에의 衝擊, 예를 들면 所得의 變化에 따른 長期所望通貨需要量의 變

動은 時差를 가지고 인플레이에 반영된다는 論理上의 不合理性을 內包하고 있다 하겠다.

한편 名目通貨殘高의 部分調整模型인 式(2)는 다음과 같이 바꿔 쓸 수 있다. 式(2)의 양변에 P_t 를 빼고 P_{t-1} 를 더한 후 一次差分形態의 物價式으로 정리하면 다음과 같다.

$$\Delta P_t = -(m_t^d - m_{t-1}) + \frac{1}{\lambda} \Delta M_t \dots \dots \dots (4)$$

여기서도 이미 均衡條件을 適用하였다. 式(4)에 의하면 今期의 通貨量增加는 그보다도 더 많은 比率의 物價水準의 增加를 招來하게 된다. ΔM_t 의 係數 $1/\lambda$ 는 1보다는 크다는 사실에 주목할 필요가 있다. 따라서 今期의 通貨量變動은 今期의 實質通貨殘高를 減少시키는 結果를 招來할 뿐만 아니라 소위 일컫는 物價, 혹은 인플레이의 「오버슈팅」(overshooting)現象이 同分期 안에서 일어나게 된다. 이는 通貨量의 變動은 時差를 두고 서서히 物價에 영향을 미친다는 많은 既存의 研究結果에도 부합되지 않을 뿐 아니라 한국에 대한 實證的 通貨需要函數 研究結果를 適用할 경우 상당히 비현실적인 結論을 示唆해 주고 있다. 예를 들어 韓國의 경우 通常의인 短期 M1이나 M2 通貨需要函數의 推定에서 얻어지는 λ 값이 개략적으로 0.2 水準임을 勘案할 때 式(4)는 通貨量이 1% 增加할 때 同期의 인플레이가 5%에 달할 것이라고 示唆하고 있다⁸⁾. 물론 이 경우에 있어서도 式(3)에 있어서와 마찬가지로 通貨供給上의 衝擊과 通貨需要上의 衝擊이 서로 다른 時差關係를 가지고 物價에 영향을 준다는 問題點을 內包하고 있다.

또 한가지 이 두 가지 模型에 대해 공통적으로 指摘할 수 있는 것은 通貨量增加가 事前에 예견되든 안 되든 物價에는 동일한 效果를

7) 이와 관련된 論議에 대해서는 Coats(1982), Kahn(1980) 그리고 White(1981) 등을 參照.

8) 韓國에 있어 既存의 短期通貨需要函數에 대한 實證分析結果를 개관해 보면 λ 값이 일반적으로 M1보다 M2의 경우가 낮게 나타나고 있으며 分布範圍도 개략적으로 0.3에서 0.1 이하까지 이르고 있다. 이에 대해서는 參考文獻중 國內關聯 研究들을 參照. 筆者의 豫測結果에 의하면 1971~84年間の 標本을 이용한 M1 需要函數의 경우 사용된 說明變數에 따라 다르지만 λ 값이 대략 0.15~0.3의 범위에 있는 것으로 나타났다. 한 가지 주의할 점은 이 結果는 기존의 定型을 따른 것이기 때문에 다음 章에서 제시되는 豫測結果와 다르다는 점이다.

미친다는 점이라 하겠다. 이 점은 이미 지적한 바와 같이 최근의 巨視經濟理論의 發展과 相關하여 볼 때 通貨需要函數模型의 理論的 발전을 위해서도 바람직하지 못하다고 하겠다.

이러한 연유로 인해 「스톡」不均衡概念에 입 각한 部分調整模型은 예견되지 못한 通貨供給 衝擊에 대한 巨視經濟變數들의 調整速度를 설명하는 데 있어서도 問題點을 內包하고 있다 하겠다. 이 점을 우리나라의 短期通貨需要 推定結果를 援引해서 보여 보기로 하겠다.

만일 M_t^* 를 「로그」를 취한 예견된 通貨供給 量이라 한다면 예견되지 못한 通貨供給量 \hat{M}_t^* 는 다음과 같이 표현된다.

$$\hat{M}_t \equiv M_t - M_t^* = M_t - E(M_t / \Omega_{t-1}) \dots (5)$$

여기서 M_t 는 실제 供給된 通貨量이고 Ω_{t-1} 은 前分期末의 情報集合이며 E 는 前分期末의 情報集合下에서의 期待値를 의미한다. \hat{M}_t 의 定義에 의하면 $E(\hat{M}_t / \Omega_{t-1}) = 0$ 이 된다⁹⁾.

實質殘高需要를 기준으로 한 式(1)에서 誘 導되는 短期所望通貨函數는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$m_t^d = \lambda m_t^d + (1-\lambda)m_{t-1} \dots (6)$$

여기서 合理的期待理論의 主張을 십분 할인 해서 예견되지 못한 通貨供給, \hat{M}_t 가 物價에 미치는 效果가 어느 정도 있다고 보고 그 效 果를 0.1로 본다면 實質殘高인 m_t^d 에 미치는 效果는 0.9가 될 것이다. 이 경우 短期所望通

貨需要函數인 式(6)을 만족시키기 위해서는 長期需要인 m_t^d 가 0.9/λ만큼 調整되지 않으면 안될 것이다. 다시 말해 1%의 \hat{M}_t 變動은 0.9/λ%의 m_t^d 의 變動을 수반하지 않으면 안된다. 이 경우 長期通貨需要函數를 通常의 定型을 따라 다음과 같이 一次式으로 定義해 보자.

$$m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 R_t \dots (7)$$

여기서 R_t 는 「로그」를 취하지 않은 利率率 이며 y_t 는 「로그」를 취한 實質所得이다. 式(7) 을 \hat{M}_t 에 대해 微分해서 정리하면 다음과 같 다.

$$\frac{dm_t^d}{d\hat{M}_t} = \alpha_1 \frac{dy_t}{d\hat{M}_t} + \alpha_2 R_t \cdot \frac{1}{R_t} \cdot \frac{dR_t}{d\hat{M}_t} \dots (8)$$

편의상 私債市場의 존재를 무시하고 利率率 이 短期에 있어서는 거의 固定되어 있다고 상 정해 보자($-\frac{dR_t}{d\hat{M}_t} \approx 0$). 우리나라의 경우 α_1 과 λ에 대한 豫測結果가 대략적으로 각각 1과 0.2에 가깝기 때문에

$$\frac{dy_t}{d\hat{M}_t} = \frac{1}{\alpha_1} \cdot \frac{dm_t^d}{d\hat{M}_t} = \left(\frac{1}{\alpha_1}\right) \left(\frac{0.9}{\lambda}\right) = 4.5$$

가 될 것이다¹⁰⁾. 이 結果에 따르면 韓國의 경 우 1%의 예측되지 못한 通貨量의 變動은 同 分期內에 4.5%의 實質GNP의 變動을 招來한 다는, 상당히 놀랍고도 非現實的인 結論에 到 達하게 된다.

한편 名目殘高需要를 기준으로 한 式(2)의 경우는 오히려 더 높은 實質GNP의 變動을 示唆하고 있다. 式(2)를 式(6)과 比較할 수 있는 形態로 변형하면 다음과 같다.

$$m_t^d = \lambda m_t^d + (1-\lambda)m_{t-1} - (1-\lambda)(P_t - P_{t-1}) \dots (9)$$

9) 여기서 사전에 「로그」變型을 취한 후 예견된 通貨供給量과 예견되지 못한 通貨供給量을 分離한 이유에 대해서는 第V章 參照.

10) 貨幣需要의 長期所得彈力性에 대한 豫測値는 우리나 라의 경우 일반적으로 1을 최대치로 하여 下向分布되 는 것으로 나타나고 있다. 따라서 $\alpha_1 < 1$ 인 경우를 가 정하면 4.5는 過少計上된 셈이다. 이에 대해서는 參 考文獻 中 國內關聯 研究들을 參照.

이 경우에 있어서는 앞서서와 같이 \hat{M}_t 의變化에 따른 m_t^i 에 대한 效果가 0.9라고 보더라도 結果적으로 m_t^i 에 의해 吸收되어야 하는 效果는 0.9/λ보다도 훨씬 크게 나타난다. 式(9)를 \hat{M}_t 에 대해 微分해서 정리하면 다음과 같이 된다. 여기서도 앞서서와 같이 λ=0.2, α₁=1로 想定하였다.

$$\begin{aligned} \frac{dm_t^i}{d\hat{M}_t} &= \left(\frac{1}{\lambda}\right) \left(\frac{dm_t^i}{d\hat{M}_t}\right) + \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right) \frac{dP_t}{d\hat{M}_t} \\ &\dots\dots\dots(10) \\ &= (0.9/\lambda) + 0.1\left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right) = 4.9 \end{aligned}$$

이 결과에 따라 위에서와 같이 式(8)을 利用하고 利子率이 고정되었다고 想定하여 實質GNP에 대한 效果를 계산하면 $\frac{dy_t}{d\hat{M}_t} = 4.9$ 가 된다. 이는 동일한 通貨供給上的 衝擊에 대해 實質殘高를 기준으로 할 경우에 비해 0.4% 「포인트」나 더 높은 實質所得의 變動을 의미하는 것이다.

또한 Goldfeld型的의 경우는 式(9)에서 보인 바와 같이 事前에 예견된 通貨供給이라 하더라도 所望通貨需要量에 충분히 반영되지 않고 있는 것으로 볼 수 있기 때문에 經濟主體들이 충분히 예견된 인플레이에 대해서도 항상 時差를 가지고 적응하게 된다는 示唆을 주고 있다. 다시 말해 Chow型에 基礎한 式(6)의 경우는 예견된 通貨는 전부 物價에 반영된다고 볼 수 있는데 반해 式(9)의 경우는 式(6)의 경우에 비해 항상 (1-λ)(P_t-P_{t-1})만큼 所望

通貨需要量이 적게 나타나고 있기 때문에 그만큼 期待인플레이에 대한 적응이 늦어지는 效果를 보이게 된다는 것이다.

이러한 既存의 短期通貨需要函數가 갖는 問題點은 궁극적으로 緩衝殘高로 概念化되는 「플로우」 不均衡概念을 무시한 結果라고 하겠다. 다시 말해 중전의 「스톡」 不均衡概念에 입각한 短期通貨需要函數는 概念上 情報費用이 尙정되지 않거나 혹은 완전한 정보를 假定한 狀況下에서 經濟主體들에 의해 자발적으로 「포트폴리오」 調整費用을 감안한 후 결정되는 최적화 과정에서 導出되는 需要이기 때문에 현실적으로 나타나는 예견되지 못한 衝擊에 대한 반응을 고려하지 못하고 있는 것이다.

Ⅲ. 緩衝的 通貨需要函數

前章에서 제기된 바와 같은 既存 短期通貨需要函數의 缺點을 補完하기 위한 努力은 다각도로 推進되어 왔다. 가장 흔한 방법으로서 는 특히 높은 인플레이션을 경험해 온 나라의 경우에는 期待인플레이율을 追加的인 說明變數로 사용함으로써 좋은 結果를 얻기도 하였으나 이러한 시도는 대부분이 模型의 理論的 基礎가 前章에서 論議한 문제들과 직접 연결되지 못하고 있는 실정이다¹¹⁾.

通貨供給側面에서의 衝擊效果를 좀더 조직적으로 감안하고자 하는 노력은 주로 Barro(1978), Barro와 Rush(1980), Coats(1982), Carr와 Darby(1981) 및 Kahn(1980) 등에 의해 이루어져 왔다. 이 중에서도 특히 Carr와

11) 韓國의 短期通貨需要函數에 대한 研究를 개관해 보면 대부분의 경우 期待인플레이율을 說明變數로 導入하고 있다. 期待인플레이율을 예측하는 방법상의 문제를 論外로 하더라도 이 研究들은 대부분 前章에서 論議된 문제들과 期待인플레이率 變數와의 連繫性을 충분히 밝혀주지 못하고 있는 듯하다.

Darby의 모델(C-D模型)은 既存의 通貨需要函數의 基本精神을 살리면서 직접적으로 예견되지 못한 通貨供給상의 衝擊을 導入하고 있는 점에서 衝擊을 迂廻的으로 導入하고 있는 Coats나 Kahn과 다르며, 通貨需要函數의 틀을 벗어나 合理的期待理論의 檢證에만 치우친 Barro나 Barro-Rush와도 다르다. 더구나 Carr와 Darby 모델의 檢證과 관련된 論爭이 MacKinnon과 Milbourne(1984, 1986)과 Carr, Darby 그리고 Thornton(1985) 사이에 제기되기도 하였다¹²⁾.

本章에서는 Carr와 Darby의 緩衝的 通貨需要函數(shock-absorber money demand function) 모델을 개관하고 同模型으로부터 시사되는 物價方程式을 導出해 보고자 한다. 동시에 同模型과 관련된 論爭을 개관함으로써 금후의 模型上的 改善 및 다음 章에서 제시되는 實證分析 結果의 解析을 위한 指針을 摸索해 보고자 한다.

1. 緩衝的 通貨需要函數模型

模型의 基本精神은 Darby(1972)와 Laidler(1984) 등에 의해 主張된 緩衝殘高의 概念으

12) 또한 Jwa(1984)는 美國에 있어 1971~74년간의 物價規制期間 동안에 實質 GNP와 GNP 디플레이터가 잘 못 測定되었음을 C-D模型을 이용하여 보여주기도 했다.

13) Laidler는 通貨保有의 基本動機가 貨幣化된 交換經濟에 있어서 의부로부터의 기대되지 않은 衝擊을 吸收하는 緩衝裝置로서의 通貨의 機能에서 연유한다고 보고 나아가서는 長期所望通貨保有와 短期所望通貨保有의 乖離도 이러한 通貨의 役割로 설명하고 있다. 다시 말해 「스톡」不均衡은 이와 같은 通貨의 緩衝器的 役割에서 연유한다고 본다. 이러한 立場은 金融資産保有의 일부로서 通貨需要를 說明하는 立場과 軌를 달리하고 있다. 한편 Darby의 경우는 通貨殘高가 예견되지 않은 所得의 變化分을 暫定的으로 吸收하는 緩衝器的 役割을 한다는 側面을 강조하고 있다.

로부터 出發하고 있다¹³⁾. 基本 「아이디어」는 經濟主體들이 所得이나 通貨供給상의 예견되지 못한 變動으로 인해 발생하는 支出計劃이나 혹은 金融資産 保有計劃 등에 미치는 衝擊을 基本計劃의 變動을 통해 완전히 소화할 때까지는 잠정적으로 通貨保有殘高의 수동적인 變動을 통해 吸收하게 될 것이라는 假說이다. 물론 이 경우 이미 豫定된 支出 및 金融資産 保有計劃을 새로이 變更하는 데에는 너무 높은 調整費用이 들기 때문에 이 費用을 最小化하기 위해 漸進的인 變更을 통해 計劃의 修正이 이루어질 것이라는 經濟主體들의 最適化行態에 대한 經濟的 論理가 이 假說의 基礎가 되고 있다.

예견되지 않은 通貨量의 增大가 預金銀行의 與信의 增大를 통해 이루어질 경우 結果적으로 이런 증가분은 經濟主體들의 收入의 豫想밖의 增加로 나타난다고 볼 수 있을 것이다. 期待하지 않았던 收入의 增大에 직면하게 될 經濟主體들은 이 增加分을 어떤 형태로 얼마만큼씩 支出할 것인가 하는 最適化 問題에 봉착하게 될 것이다. 株式의 경우라면 어떤 株式을 더 많이 살 것인가를 결정하기 위해 株式市場의 動向에 대한 새로운 情報의 蒐集이 필요할 것이며 자동차를 처음에 살 계획이었던 追加的인 所得을 보태어 좀더 좋은 차를 살 것인가를 결정하기 위한 情報의 蒐集이 필요할 것이다. 기타 다른 耐久財의 購買計劃의 경우나 혹은 전체적인 金融資産 「포트폴리오」計劃의 修正을 위해서는 計劃修正을 위한 情報의 獲得 및 기타 關聯 去來費用의 追加的인 負擔이 따르지 않으면 안된다. 이 경우 經濟理論이 가르치는 바는 예견하지 못했던 所得이나 通貨殘高의 增加를 신속하게 새로운 계

획의 수립을 통해 일소해 버리기보다는 점진적인 계획의 修正을 통해 解消해 나가는 것이 經濟的으로 이득이 될 것이라는 점이다¹⁴⁾.

기존의 通貨需要函數의 模型과 관련하여 이러한 論議는 두 가지의 새로운 示唆點을 준다고 하겠다. 첫째는 예견되지 못한 通貨供給量의 變動은 상당한 부분이 동기간의 通貨保有殘高의 增大로 나타날 것이며, 둘째로 예견되지 못한 所得의 增加 또한 동일한 結果를 招來할 것이다.

이러한 主張을 받아들일 경우 實際短期通貨保有殘高는 다음과 같이 定型化되지 않으면 안될 것이다.

$$m_t = m_t^e + \beta y_t^T + \phi \hat{M}_t \dots \dots \dots (11)$$

여기서 m_t 는 「로그」를 취한 短期實質通貨保有殘高, m_t^e 는 「로그」를 취한 短期實質所望通貨需要이며, y_t^T 와 \hat{M}_t 는 각각 「로그」로 표시한 臨時所得(transitory income)과 式(5)에서 定義된 예견되지 못한 通貨供給 變動이다. 式(6)을 式(11)에 代入하면 다음의 式을 얻게 된다.

$$m_t = \lambda m_t^e + (1-\lambda)m_{t-1} + \beta y_t^T + \phi \hat{M}_t \dots \dots (12)$$

長期所望通貨需要函數를 전통적인 通貨需要理論을 따라 恒常所得(permanent income)과 利率의 函數로 보면 다음과 같이 표현할 수 있을 것이다.

$$m_t^e = \gamma_0 + \gamma_1 y_t^e + \gamma_2 R_t \dots \dots \dots (13)$$

여기서 y_t^e 는 「로그」로 표시한 恒常所得이며 R_t 는 「로그」를 취하지 않은 名目利率이다. 式(12)와 式(13)을 結合하고 誤差項을 附加하면 다음의 緩衡의 通貨需要函數의 豫測模型을 얻을 수 있다.

$$m_t = \lambda \gamma_0 + \lambda \gamma_1 y_t^e + \lambda \gamma_2 R_t + (1-\lambda)m_{t-1} + \beta y_t^T + \phi \hat{M}_t + \epsilon_t \dots \dots \dots (14)$$

여기서 ϵ_t 는 통상의 確率分布에 대한 假定을 만족한다고 想定된 誤差項이다. 물론 여기서 $0 < \lambda < 1$, $\gamma_1 > 0$, $\gamma_2 < 0$, $\beta > 0$ 그리고 $\phi > 0$ 이라고 假定되고 있다.

이 模型에 體現되어 있는 假說을 說明變數들의 係數들을 이용하여 좀더 구체적으로 보이면 다음과 같다. 既存의 通貨需要函數模型에는 $\phi = 0$ 이라는 假說이 들어 있는 반면 緩衡의 通貨需要函數模型의 경우는 $\phi > 0$ 라는 假說이 體現되어 있다. 한편 式(13)을 진정한 長期所望通貨需要函數라고 본다면 本 模型은 $\beta > 0$ 라는 假說을, 반면에 既存模型의 경우는 $\beta = 0$ 이라는 假說을 導入하고 있다 하겠다. 그러나 式(7)과 같이 恒常所得 대신에 現在所得을 規模變數로 하는 長期所望通貨需要函數를 받아들일 경우에는 β 는 0과 式(14)의 恒常所得의 係數인 $\lambda \gamma_1$ 사이의 값을 가진다고 보는 結果가 된다. 다시 말해 臨時所得은 많아야 恒常所得과 같은 영향을 주거나 아니면 그보다는 영향이 작을 것이라는 論理이다. 이 경우 既存模型의 假說은 $0 \leq \beta \leq \lambda \gamma_1$ 으로 볼 수 있을 것이며 따라서 $0 < \beta \leq \lambda \gamma_1$ 인 경우에는 既存模型과 緩衡의 通貨需要函數模型을 구별할 수 없다 하겠다.

緩衡의 通貨需要函數模型의 基本的인 主張은 예견되지 않은 通貨供給上의 增減은 物價

14) 不均衡量에 대한 2次式形態의 損失函數(loss function)를 最小化하는 問題의 解는 일반적으로 部分調整模型으로 나타나며 여기서의 論議도 이러한 범주를 벗어 나지 않는다. 그러나 여기서 암시하는 部分調整對象인 「플로우」 不均衡과 既存의 「스톡」 不均衡과의 概念上的 차이는 이미 지적한 바와 같다.

보다는 일단 實質通貨保有殘高의 增減을 통해 吸收된다는 점이다. 이 主張의 또 다른 側面은 반대로 충분히 예견된 通貨의 增減은 즉각적으로 同期間內的 物價의 變動으로 나타나고 實質殘高에는 영향을 미치지 않는다는 점이다. 前者의 경우는 物價가 時差를 두고 通貨量의 變動을 반영해 나가게 된다. 이러한 基本精神에 通貨量이 전체 經濟로 불 때에는 外生的으로 주어진다고 하는 假定을 導入할 경우 緩衝的 通貨需要函數를 物價式으로 解析할 수 있다는 主張이 가능하게 된다¹⁵⁾.

따라서 이러한 論理를 따라 式(14)를 物價式으로 轉換하면 다음과 같다.

$$P_t = -\lambda\gamma_0 + M_t - \lambda\gamma_1 y_t^* - \lambda\gamma_2 R_t - (1-\lambda)m_t - \beta y_t^* - \phi \hat{M}_t - \varepsilon_t, \dots (15)$$

同式을 制約을 가하지 않은 開放된 形態로 표시하면 다음과 같이 쓸 수 있을 것이다.

$$P_t = \delta_0 + \delta_1 M_t + \delta_2 y_t^* + \delta_3 R_t + \delta_4 M_{t-1} + \delta_5 P_{t-1} + \delta_6 y_t^* + \delta_7 \hat{M}_t - \varepsilon_t, \dots (16)$$

式(15)에 의하면 $\delta_1=1$, $-\delta_4=\delta_5$ 라는 관계가 成立할 것이라는 期待를 가능케 하며 또한 여러 δ 係數들에 대한 期待值도 緩衝的 通貨需

要函數模型에 맞춰 一貫性있게 解析되어야 함은 물론이다. 式(15)와 (16)의 차이는 式(15)에서는 $\delta_1=1$, $-\delta_4=\delta_5$ 를 制約으로 事前에 附加하고 있는 반면 式(16)은 이를 制約하지 않고 있다는 점에 불과하다. 실제 檢證過程에서는 이러한 制約을 附加하지 않고 開放된 形態대로 豫測한 후 上記 制約條件을 檢證해 볼 수 있을 것이다.

2. 緩衝的 通貨需要函數와 關聯된 問題 및 論爭

緩衝的 通貨需要函數模型은 合理的 期待假說이 암시하는 바를 通貨需要函數의 模型에 導入함으로써 通貨需要函數 研究의 새로운 방향을 제시하기는 했지만 模型의 基本假定에 대한 理論上 및 實際上的 問題點과 더 나아가 실제 예측상에서 제기되는 計量經濟學의 方法論上的 問題點 등 論爭의 여지를 안고 있다.

이 模型의 基本構造가 되고 있는 理論의 背景은 궁극적으로 合理的期待假說의 타당성과 연결이 되지만 이 문제에 대한 論議는 本稿의 범위를 벗어나기 때문에 더 이상의 論議를 피하기로 하겠다¹⁶⁾. 通貨需要函數模型과 관련된 서 본 理論上的 問題들로서는 다음과 같은 점을 指摘할 수 있을 것이다.

우선 短期所望通貨需要函數를 어떤 模型에 따라 定型化해야 할 것인가 하는 문제이다. 緩衝的 通貨需要函數의 경우 實質殘高需要를 기준으로 한 Chow 模型인 式(1)을 그 出發點으로 하고 있는데 Carr와 Darby는 상당히 實用的인 側面에서 Chow型의 短期所望通貨需要函數를 採擇하고 있다.

첫째 이유로는 第II章에서 보인 바와 같이

15) 여기서의 論理는 經濟全體로 불 때 名目通貨量은 中央銀行의 統制에 의해 經濟에 주어지는 것이기 때문에 전체로서의 經濟主體들은 物價水準의 變動을 통해 원하는 만큼의 實質通貨量 水準을 유지해 나간다고 보는 巨視經濟理論의 基本假定에 基礎하고 있다. 이 假定이 適用되지 않을 경우의 예를 든다면 中央銀行에 대한 統制가 民間에 의해 이루어짐으로써 通貨量을 民間部門이 원하는 대로 결정할 경우와 固定換率下에서 經常收支의 變動에 따라 通貨量의 增減이 內生化할 경우 등이다. 그러나 후자의 경우에 있어서도 中央銀行은 短期不胎化政策(short-run sterilization policy)을 통해 短期에 있어서의 名目通貨量의 外生性を 유지할 수 있다. 이에 대한 論議는 다음 節을 參照.

16) 이 問題에 관심있는 讀者는 註 6)에 열거된 文獻을 參照.

예견되지 않은 通貨供給上的 衝擊이 實質所得이나 利率에 미칠 것으로 期待되는 效果가 Goldfeld型이나 Chow型の 경우 모두 비현실적일 만큼 크게 나타나기는 하지만 Goldfeld型的 경우가 Chow型에 비해 더 높게 나타나고 있다는 점이다. 두번째 이유로는 Goldfeld型的 경우는 사전에 예견된 通貨供給上的 増減이 所望通貨需要量에 충분히 반영되지 않고, 經濟主體들이 충분히 예견된 인플레이에 대해 항상 時差를 가지고 적응하게 된다는 점이다.

그러나 理論的 側面에서 볼 때 Goldfeld型이나 Chow型이나 공히 그 理論的인 基礎의 未備로 인해 問題點을 가지고 있음은 前章에서 이미 충분히 論議된 바이다¹⁷⁾. 물론 이미 指摘한 思考論理上的 모순에도 불구하고 全體經濟를 說明하는 模型으로서 Chow型이 더 설득력을 가진다고 볼 수 있는 근거가 없는 것은 아니다. 全體經濟水準에서 볼 때 Chow型은 經濟가 주어진 名目通貨量下에서 物價變化를 통해 적절한 所望實質殘高水準에 도달해 가는 과정을 설명한다고 볼 수 있는 반면 Goldfeld型은 주어진 物價水準下에서 名目通貨의 受動的인 供給을 통해 名目通貨量을 調節함으로써 所望實質殘高에 도달해 가는 과정을 想定하고 있다 하겠다. 巨視經濟를 說明하는 模型으로서 通貨需要函數를 論할 경우 名目通貨量은 經濟에 주어지는 것이며 變化 가능한 變數는 物價라는 사실을 감안할 때 Chow型은 그 個人實驗上的 論理的 假定에 문제가 있기는 하

나 巨視經濟模型으로서 Goldfeld型보다 더 설득력이 있다 하겠다. 역사적으로 볼 때 Goldfeld型은 Chow型에 대한 代案으로 登場하였지만 그 基本假定에 따르면 인플레이는 實物現象으로 把握할 수밖에 없게 된다. 이러한 立場은 최근의 巨視經濟論의 發展이나 최근의 通貨規制方法上的 變化 등을 勘案할 때도 論難의 여지가 충분히 있다 하겠다¹⁷⁾.

한편 최근에 들어서는 Goldfeld型과는 정반대로 인플레이는 通貨의 現象이라는 立場에서 短期通貨需要函數의 定型化에 있어 部分調整對象을 通貨가 아닌 物價自體로 보는 見解가 登場하였다. 이는 결국 物價水準의 調整이라는 全體經濟現象에 대한 직접적인 模型化를 통해 Chow型이 갖는 個人實驗에 있어서의 理論上的 弱點을 회피하고자 하는 시도로 볼 수 있다. 이에 의하면 大眾은 주어진 名目通貨供給量下에서 物價水準의 變化를 통해 實質殘高를 調整함으로써 원하는 만큼의 實質所望殘高水準에 到達하게 된다고 보는 것이다. 이러한 見解는 Carr와 Darby(1981), Laidler(1982) 그리고 Coats(1982) 등과도 그 基本精神에서는 같으나 이를 實際模型으로 體現시키는 方法에서 차이가 난다고 하겠다. Hetzel(1984)의 定型을 따르면 物價의 部分調整模型은 다음과 같다.

$$P_t - P_{t-1} = \lambda [M_t - (m_t^* + P_{t-1})] \dots\dots(17)$$

여기서 모든 變數는 전과 같이 「로그」로 표시되었다. 이 式의 의미는 다음과 같다. 今期の 名目通貨量과 前分期의 物價로 환산한 今期の 名目長期所望通貨需要量과의 차이의 一定比率인 $100 \cdot \lambda\%$ 가 今期の 인플레이로 나타나게 된다는 것이다. 式(17)를 通常의 短期通貨

17) 한편 최근에는 部分調整模型 자체에 대한 비판도 일어나고 있다. Chow型이나 Goldfeld型이나 공히 前分期 通貨變數가 獨立變數로 나타나는 이유를 部分調整模型을 통해 正當化하고 있음은 周知의 사실이다. 그러나 최근 Goodfriend(1985)은 通貨需要函數 說明變數들의 測定誤差 때문에 前分期 通貨變數가 獨立說明變數로 나타날 수 있음을 보였다.

需要函數 形態로 바꾸면 다음과 같다.

$$m_t = \lambda m_t^* + (1-\lambda)m_{t-1} + (1-\lambda)\Delta M_t$$

.....(18)

여기서도 모든 變數는 「로그」로 표시되었으며 $\Delta M_t \equiv M_t - M_{t-1}$ 이다¹⁸⁾.

여기서 한가지 흥미로운 것은 式(18)과 式(12)를 比較할 때 式(12)의 臨時所得인 y_t^* 項을 제외하면 두 式은 거의 동일한 形態를 가진다는 점이다. 특히 \hat{M}_t 의 定義式(5)에서 예견된 通貨供給量 M_t^* 가 단순한 適應期待(adaptive expectation)에 의해 예측된다고 보고 $M_t^* = M_{t-1}$ 라고 한다면 $\Delta M_t = \hat{M}_t$ 가 된다. 따라서 이 경우 式(18)은 \hat{M}_t 의 係數에 일정한 制約을 가하고 있다는 사실 외에는 式(12)와 본질적으로 동일한 式이 된다.

이와 같이 Hetzel의 物價調整模型은 단순히 緩衝的 通貨需要函數模型에 단순화된 適應期待形成「메카니즘」을 附加시킴으로써 얻어질 수 있기 때문에 緩衝的 通貨需要函數模型은 物價調整模型을 包括하는 廣意의 模型으로 解析할 수 있을 것이다.

다음으로 관련된 問題는 物價式을 강조하는 通貨需要函數模型들에 공통적인 假定으로써 通貨供給의 外生性에 대한 論爭이라 하겠다. 앞에서도 이 問題에 대해 다소 언급되기는 했으나 이 論爭 또한 本稿의 범위를 벗어나는 主題라 생각되기 때문에 몇가지 관련된 理論

的인 結果와 實際的인 問題에 대한 언급에 국한하고자 한다.

첫째는 McCallum(1981)이 보인 바와 같이 利率率 規制政策下에서도 利率率 規制가 궁극적으로 通貨量을 적절한 水準에 維持시키는 방향으로 이루어질 경우, 다시 말해 利率率 規制를 通貨量規制의 中間手段으로서 이용할 경우에는 通貨量이 物價에 대해 外生的일 수 있으며 經濟內의 名目變數들도 결정적인 값을 가질 수 있다는 점이다. 말하자면 利率率目標 通貨政策下에서도 物價水準은 決定될 수 있다는 점을 보여준 셈이다¹⁹⁾.

한편 通貨政策의 基本目標가 일반적으로 안정적인 物價水準을 維持하는 데 있기 때문에 궁극적으로 通貨量은 通貨需要의 變動에 따라 적절히 調整될 必要性을 갖게 되며 이는 結果的으로 通貨量은 需要에 의해 決定된다는 주장을 가능케 한다. 그러나 이러한 주장은 長期에 있어서는 타당성을 갖지만 月 혹은 分期를 時間單位로 하는 短期에 있어서는 通貨量이 外生的으로 주어진다고 보는 것이 더 타당하다고 보아야 할 것이다. 한편하여 우리나라의 경우처럼 世界通貨制度가 變動換率制度로 轉換된 후에도 꾸준히 固定換率을 維持해 온 경우 通貨의 內生性은 높아지게 마련이나 동시에 資本去來의 規制를 통해 不胎化政策(sterilization policy)을 追求한 경우에는 短期的인 通貨의 外生性에 대한 假定은 큰 무리가 없을 것으로 보인다.

이러한 論議는 결국 緩衝的 通貨需要函數 豫測上的 計量經濟學的 問題와 관련을 가지게 되기 때문에 중요하다. 周知하는 바와 같이 騰상의 通貨需要函數를 OLS를 이용하여 豫測할 경우 가장 중요한 豫測方法上的 問題는 說

18) Hetzel은 이 模型을 美國 資料에 適用하여 좋은 結果를 얻었다. 그러나 그의 實際豫測은 通貨需要函數가 아니고 名目通貨, 實質所得, 利率率 등의 無限時差配分(infinitely distributed lag)函數로 표현되는 物價式을 이용하였다. Hetzel(1984)를 참조.

19) McCallum은 Sargent와 Wallace(1975)에 의해 보여진 利率率 規制政策下에서는 物價가 決定되지 않는다는 物價非決定命題가 적어도 通貨量을 적절한 水準에 유지하기 위해 利率率을 規制해 나가는 경우에는 適用되지 않는다는 것을 증명하였다. McCallum(1981)을 參照.

明變數와 被說明變數(혹은 誤差項)간의 聯立性偏倚(simultaneity bias)라 하겠는데²⁰⁾ 緩衡的 通貨需要函數의 경우는 $\hat{M}_t \equiv M_t - M_t^*$ 로 定義되기 때문에 追加的으로 通貨變數인 M_t 가 說明變數로 나타나는 셈이 되어 M_t 가 通貨需要에 의해 영향을 받는다면 \hat{M}_t 와 誤差項의 相關이 생김으로써 OLS에 의해 豫測된 結果가 偏倚될 수밖에 없게 된다. 이 점에 착안한 MacKinnon과 Milbourne(1984)은 Carr와 Darby(1981)의 豫測結果가 聯立性 偏倚에 의해 왜곡되었음을 주장하였다. 그러나 이 問題를 根本的으로 解決하기 위해서는 貨幣市場을 包括하는 巨視經濟 全體에 대한 模型이 設定되어야 하는데 이러한 模型設定에 대한 論爭 또한 그 解決의 실마리를 찾기 어려운 狀況이다.

MacKinnon과 Milbourne의 批判에 대해 Carr와 Darby 그리고 Thornton(1985)은 計量經濟學的인 豫測方法上的 問題에 대해서는 시인하면서도 前者에 의해 완전히 간과된 物價方程式으로서의 緩衡的 通貨需要函數의 의의를 다시 강조하였다. 이에 대하여 MacKinnon과 Milbourne(1986)은 緩衡的 通貨需要函數에서 암시되는 物價方程式인 式(16)과 보다 開放된 物價式 등을 직접 豫測 檢證함으로써 緩衡的 通貨需要函數模型이 실제 자료에 의해 支持되지 않음을 보였다.

緩衡的 通貨需要函數를 物價式으로 轉換했을 경우 通貨需要函數로서 가지는 聯立性 偏倚 可能性은 사라지지만 通貨需要函數로 볼

때에 附加했던 制約條件들이 그대로 物價式에도 適用이 되어야 할 것인지 등 여러 가지 豫測方法上的 論爭點이 남아 있다 하겠다. 결국 이 論爭은 궁극적으로 實證分析上的 論爭이라는 次元을 벗어나지 않기 때문에 다음 章에서 실제의 豫測結果를 통해 구체적으로 論議하기로 하겠다.

마지막으로, 좀더 根本的인 問題로서 通貨需要函數를 構造式으로 볼 것이냐 아니면 縮約式으로 볼 것이냐 하는 문제이다. 물론 이 문제가 새삼스러운 論爭點은 아니지만 특히 緩衡的 通貨需要函數와 관련해서 볼 때 더 큰 의의를 갖는다 하겠다. 周知하는 바와 같이 縮約型 巨視經濟模型의 係數들이 政策體制(policy regime)의 變化에 따라 變化하게 된다는 사실은 이미 證明된 지 오래다²¹⁾. 마찬가지로 緩衡的 通貨需要函數에 있어서도 예견되지 못한 通貨量의 變動(\hat{M}_t)에 따른 實質殘高需要에의 영향을 固定係數인 ϕ 에 의해 포착하고자 하고 있는데 ϕ 자체가 政策體制的 變化에 따라 變化할지도 모른다는 우려를 떨쳐 버리가 어렵다. 물론 이러한 우려는 通貨需要函數가 構造式이라기보다는 縮約式이라는 認識을 그 根柢에 두고 있다 하겠다²²⁾. 이 경우 주된 理論上的 관심은 緩衡的 通貨需要函數나 혹은 이에 따른 物價式에 있어서의 物價決定 「메카니즘」 자체가 政策體制 變化에 따라 內生化될 가능성이 높다는 점이다.

이상에서 指摘한 바와 같이 緩衡的 短期通貨需要函數는 그 나름대로의 長點과 弱點을 지니고 있기 때문에 앞으로 이 점에 대한 認識을 바탕으로 하여 관련된 模型을 改善 혹은 開發해 나가거나 다음 章에서 論議될 實證分析 結果를 解析해야 할 것이다.

20) 聯立性 偏倚에 의해 利子率係數의 認識이 不可하다는 理論的인 證明에 대해서는 Cooley와 LeRoy(1981)를 參照.

21) 이 점에 대해서는 Lucas(1973, 1976)를 參照.

22) 通貨需要函數를 縮約式으로 볼 때 이러한 問題는 ϕ 만 이 아니고 部分調整係數인 λ 에도 똑같이 適用된다.

IV. 實證分析 結果²³⁾

緩衝的 通貨需要函數와 관련된 문제는 前章에서 개관한 바와 같이 궁극적으로는 通貨需要函數 研究一般에 관련된 問題들로서 本稿에서 이에 대한 解答을 다 구하고자 함은 지나친 욕심이라 하겠다. 따라서 本章에서는 우선 緩衝的 通貨需要函數의 基本模型인 式(14)와 同式에서 誘導되는 物價式을 豫測함으로써 緩衝的 通貨需要函數假說과 직결된 논쟁을 다루어 보기로 하겠다. 그 외의 논쟁점에 대해서는 추후 本研究의 연장선상에서 檢討할 機會를 갖기로 하겠다. 本稿에서 이용한 通貨變數는 M1으로서 이는 緩衝的 通貨需要函數와 관련된 지금까지의 논쟁이 M1 需要函數 豫測結果를 중심으로 이루어지고 있기 때문이다²⁴⁾.

1. 觀察不可能한 變數(\hat{M}_t, y_t^b, y_t^T)의 計測

우선 緩衝的 通貨需要函數를 豫測함에 있어 직면하는 어려움은 실제로 관찰하지 못하는 예견되지 않은 通貨供給變數와 恒常 및 臨時所得變數들을 어떻게 測定할 것인가 하는 問題이다.

우선 예견되지 않은 通貨供給變數의 測定方法부터 論議해 보기로 하겠다. 앞의 式(5)에

서 定義된 바와 같이 「로그」로 표시한 예견되지 않은 通貨供給變數는 「로그」로 표시한 실제 通貨供給量에서 「로그」로 표시한 예견된 通貨供給量을 차감한 나머지로 定義되었다. 이와 같이 「로그」로 變形된 값을 기준으로 한 것은 이론적인 이유에서라기보다는 몇가지 현실적인 이유에서이다. 우선 예견되지 못한 通貨供給의 時系列은 定義上 white noise이어야 함은 周知의 사실이다. 그러나 현실적으로는 通常의 通貨需要函數 예측이 「로그」型으로 이루어지기 때문에 變形되지 않은 원래값을 기준으로 한 예견되지 않은 通貨供給이 white noise라 하더라도 「로그」로 變形했을 경우에는 white noise의 성질을 잃게 될 것이기 때문이다. 둘째로는 本稿에서 사용한 예견된 通貨供給量의 豫測方法이 ARIMA 模型을 이용한 것이기 때문에 이 模型이 사용될 수 있기 위해서는 關聯時系列이 定狀性(stationarity)을 保有해야 할 필요성이 있다.

周知하는 바와 같이 대개의 巨視經濟 時系列資料는 非定狀性(non-stationarity)을 보이며 이를 제거하는 방법으로서 「로그」變形이 사용되고 있다.

관련하여, 예견된 通貨供給量을 豫測함에 있어 中央銀行의 反應函數(reaction function)를 多變數 轉換函數(transfer function) 接近이 아닌 단순한 單一變數 ARIMA 模型을 사용한 까닭으로는 우선 예측상의 단순성과 Carr와 Darby(1981)나 Jwa(1984)에서의 경험에 기초하고 있다. 물론 이들의 研究結果는 美國이나 기타 先進國資料를 이용하고 있지만 이들의 보고에 의하면 궁극적인 목표가 되는 通貨需要函數의 豫測結果를 비교할 때 單一變數 ARIMA 模型을 사용할 경우가 훨씬 더 改善

23) 本章에서 제시된 實證分析結果는 最終結果라기보다는 현재 進行중인 研究에 대한 一次報告의 성격을 갖는다. 同結果에 대한 江湖諸賢의 유용한 論評을 바란다.

24) M2와 現金通貨에 대한 結果도 M1의 경우와 비슷하게 나왔으며, 이 結果에 관심있는 讀者는 筆者에게 연락해 주시기 바란다.

된 結果를 얻을 수 있었다²⁵⁾.

本稿에서 최종적으로 採擇한 「로그」로 표시한 $M1_t$ 에 대한 ARIMA 模型은 $ARIMA(1, 1, 0)(0, 1, 1)_4$ 이다. 구체적인 豫測模型은 <表 1>에 要約되어 있다. 이 模型들에서 얻어지는 豫測誤差(residual)를 예견되지 않은 通貨供給變數(\hat{M}_t)로 취하였다.

한편 實際所得을 현실적으로 관찰할 수 없는 恒常所得과 臨時所得으로 분리하는 작업도 예견된 通貨量과 예견되지 못한 通貨量을 분리하는 문제에 못지 않은 어려움이 따르게 마련이다. 그러나 한가지 다행한 것은 이 두 가지 문제가 根本적으로는 동일한 論理線 위에서 취급될 수 있다는 사실이다. 恒常所得의 概念은 결국 經濟主體들에 의해 事前에 예측될 수 있는 所得을 의미하며 臨時所得이란 미리 예측되지 못한 所得을 의미하는 것이기 때문에 實證的인 計測에 있어서는 각각 예견된 所得

과 예견되지 않는 所得으로 취급할 수 있게 된다. 이러한 論理的 根據에 입각하여 恒常所得(y_t^c)과 臨時所得(y_t^t)도 ARIMA 模型을 이용하여 計測하였다.

恒常所得과 臨時所得은 다음과 같이 定義된다.

$$y_t = y_t^c + y_t^t \dots \dots \dots (19)$$

여기서 y_t 는 「로그」로 표시한 實質所得이며, y_t^c 는 「로그」로 표시한 恒常所得, y_t^t 는 「로그」로 표시한 臨時所得이다. y_t 를 y_t^c 와 y_t^t 로 분리하기 위해 採擇한 模型은 名目所得에 대한 「디플레이터」로 GNP 「디플레이터」를 사용한 경우는 $ARIMA(0, 1, 0)(0, 1, 0)_4$, 消費者物價指數(CPI)를 사용한 경우는 $ARIMA(1, 0, 0)(0, 0, 1)_2(0, 1, 0)_4$ 이다. 그 구체적인 豫測模型은 <表 1>에 要約되어 있다. 이 模型을 이용하여 얻어지는 一期後展望值(one-step ahead

<表 1> 單一變數 ARIMA 模型推定結果

(期間 1970. 1/4~1984. 4/4)

變 數	模 型	推 定 結 果	備 考
$M1_t$	ARIMA (1, 1, 0)(0, 1, 1) ₄	$(1 - 0.2899 \cdot B)(1 - B^4)(1 - B)M1_t = (1 - 0.8755 \cdot B^4)\alpha_t$ (0.134) (0.074) $\sigma_\alpha = 0.048, Q(24) = 14.11$	每分期 月末殘 平均
實質 GNP (y_t)	ARIMA (0, 1, 0)(0, 1, 0) ₄	$(1 - B)(1 - B^4)y_t = \alpha_t$ $\sigma_\alpha = 0.044, Q(24) = 22.49$	디플레이터 : GNP 디플레이터
實質 GNP (y_t)	ARIMA (1, 0, 0)(0, 0, 1) ₂ (0, 1, 0) ₄	$(1 - 0.6784 \cdot B)(1 - B^4)y_t = 0.1049 + (1 + 0.4592B^2)\alpha_t$ (0.1066) (0.0243) (0.1291) $\sigma_\alpha = 0.047, Q(24) = 29.43$	디플레이터 : 消費者 物價指數 (CPI)

註: 1) $M1_t, y_t$ 는 모두 「로그」를 취한 名目 $M1_t$ 과 實質 GNP임.
2) B는 backward shift operator 임.
3) ()內的 값은 標準誤差임.
4) α_t 는 white noise임.

25) 單一變數 ARIMA 模型이 多變數 轉換函數模型에 비해 최종 通貨需要函數의 豫測結果를 상대적으로 改善시킨다는 實證的 結果는 豫測에 사용될 資料의 蒐集과 관련된 情報費用(information cost)이 너무 높기 때문에 經濟主體들이 通貨當局의 行態를 예견함에 있어 오히려 단순한 豫測模型을 이용하고 있을 것이라는 추측을 가능케 하고 있다. 이 점에 대해서는 Feige와 Pearce(1976)를 參照.

forecast)를 y_t^* 로 豫測誤差(residual)를 y_t^T 로 취하였다²⁶⁾.

2. 緩衝的 通貨需要函數의 豫測

緩衝的 通貨需要函數인 式(14)의 豫測은 通貨變數로서 M_1 을 이용하고 利子率(R_t)로는 1年滿期 定期預金利子 또는 私債私子를, 「디플레이터」로서는 消費者物價指數(CPI) 또는 GNP「디플레이터」를 각각 사용하여 시도하였다. \hat{M}_t, y_t^* 와 y_t^T 에 대해서는 前節에서 計測한 時系列을 이용하였다. 豫測結果는 <表 2>에 要約되어 있다.

GNP「디플레이터」와 定期預金利子を 사용한 結果(表의 마지막 OLS 結果)가 높은 Durbin-h 統計値를 나타내고 있어 誤差項의 1次 時系列相關이 높은 것으로 나타나고 있다. 이를 校正하기 위해 GLS 방법중 Yule-Walker(Y-W)

26) 여기서 사용된 방법 이외에도 所得의 단순한 趨勢値를 恒常所得으로 취하거나 아니면 恒常所得은 富(wealth)로부터의 均衡한 「플로우」라는 觀點에서 적절한 割引率을 豫測하여 이를 富에 適用함으로써 恒常所得을 計測할 수도 있다. 後者の 방법에 대해서는 Darby(1976)를 參照. 여기서 사용한 방법도 결국은 ARIMA 模型을 이용한 最適豫測方法이기 때문에 다른 방법에 비해 特異한 理由는 없다 하겠다. 定義에 의해 y_t^T 도 white noise이다.

27) 前期從屬變數가 說明變數로 이용되고 誤差項이 一次 時系列相關을 가진 경우 GLS 豫測値가 inconsistent 하다는 것은 이미 밝혀진 지 오래다. 여기서 사용한 Y-W 方法도 다른 GLS 反復豫測方法과 같이 誤差項의 一次 時系列相關係數인 ρ 에 대한 최초 OLS 豫測値를 가지고 反復的으로 豫測해 나가기 때문에 최초 ρ 豫測値의 inconsistency가 마지막까지 남아 있을 可能性이 높다. Johnston이 제시한 방법은 從屬變數를 일단 前期從屬變數를 제외한 說明變數와 이들의 前期値에 대해 回歸分析한 후 이 結果에 의한 從屬變數豫測値의 前期分을 前期從屬變數 대신에 說明變數로 이용하는 것이다. 이 경우 時系列相關에 의한 前期從屬變數와 誤差項과의 聯立性 偏倚는 사라지게 되나 여기서처럼 最初 回歸分析의 R^2 가 낮을 경우 最終 回歸分析結果의 R^2 도 낮아지는 缺點이 있다. 이 方法에 대해서는 Johnston(1972), pp. 318~319를 參照.

豫測方法을 사용한 結果가 그 다음 줄에 요약되어 있다. 그러나 보통의 通貨需要函數와 같이 前期從屬變數가 說明變數로 사용되고 동시에 誤差項의 1次 時系列相關이 높은 경우 GLS 方法도 問題를 갖기 때문에 이를 피하기 위해 Johnston(1972)이 제시한 方法에 의한 結果가 마지막 줄에 要約되어 있다²⁷⁾.

우선 緩衝的 通貨需要函數의 基本假說이 되는 豫見되지 않은 通貨供給衝擊(\hat{M}_t)의 效果를 보면 有意하게 正의 方向으로 實質殘高需要를 增加시키고 있다($\hat{\phi} > 0$). 말하자면 今期의 豫見되지 않은 通貨供給의 增加는 거의 전부가 實質殘高의 增大로 이어지고 있다.

이 結果에 의하면 緩衝的 通貨需要函數의 基本假說은 긍정적으로 받아들여도 무리가 없을 것으로 보인다. 한가지 특기할 것은 모든 경우에 있어서 $\phi=1$ 이라는 歸無假說이 5%의 有意水準에서 棄却될 수 없었다. 이 檢證結果는 새로운 重要性을 갖는 것으로 보아야 하겠다. 왜냐하면 $\phi=1$ 이라면 式(14)에서 被說明變數, m_t 와 說明變數인 \hat{M}_t 속에 나타나는 M_t 가 서로 相殺되기 때문에 式(14)는 結果적으로 物價式이라는 論理가 成立되기 때문이다. 이를 좀더 부연하면 從屬變數는 $(M_t - P_t)$ 이며 說明變數는 $\hat{M}_t = M_t - M_t^*$ 이기 때문에 \hat{M}_t 의 係數인 ϕ 가 1이라면 M_t 는 양변에서 相殺되고 從屬變數로는 $-P_t$ 만 남게 된다. 한편 MacKinnon과 Milbourne(1984)는 緩衝的 通貨需要函數를 檢證하는 과정에서 실제로 $\phi \neq 1$ 이라고 假定함으로써 새로운 豫測模型을 誘導할 수 있었는데 이 結果는 그들의 誘導節次가 옳지 않을 수 있음을 보여준다 하겠다. 그들은 緩衝的 通貨需要函數의 變形으로 名目通貨需要를 豫測하기 위해 式(14)를 다음과 같이 變形하였다.

〈表 2〉 緩衝의 M1 通貨需要函數式(14) 推定結果(期間 1971. 2/4~1984. 4/4)

推定方法	使用指數	常數項	y_t^c	y_t^d	y_t^f	R_t		m_{t-1}	\hat{M}_t	\bar{R}^2	D-W Durbin-h	ρ	RMSE
						私債利子	定期預金利子						
OLS	消費者物價指數	0.166* (0.073)	0.110** (0.021)	5.131	0.220 (0.123)	-0.003** (0.001)		0.853** (0.026)	1.037** (0.106)	0.991	1.900 0.378		0.034
		2.279	1.788	-4.117		32.254		9.804					
OLS	消費者物價指數	0.077 (0.056)	0.125** (0.021)	5.912	0.267* (0.119)	-0.005** (0.001)		0.847** (0.026)	0.988** (0.105)	0.991	2.184 -0.711		0.034
		1.371	2.254	-4.381		32.270		9.391					
OLS	GNP 디플레이터	0.541 (0.285)	0.196** (0.029)	6.742	0.188 (0.186)	-0.004** (0.001)		0.735** (0.043)	0.905** (0.157)	0.965	2.284 -1.235		0.052
		1.895	1.009	-3.204		17.273		5.780					
OLS	GNP 디플레이터	0.411 (0.240)	0.215** (0.028)	7.671	0.296 (0.177)	-0.007** (0.002)		0.723** (0.041)	0.823** (0.154)	0.967	2.555 -2.236		0.050
		1.714	1.674	-3.846		17.492		5.328					
Yule-Walker	GNP 디플레이터	0.372* (0.185)	0.236** (0.027)	8.826	0.268 (0.167)	-0.007** (0.001)		0.705** (0.037)	0.775** (0.145)	0.983		0.287 (0.129)	0.048
		2.006	1.607	-4.985		19.002		5.363				2.223	
Johnston	GNP 디플레이터	0.561 (0.469)	0.304** (0.037)	8.292	0.490 (0.255)	-0.008* (0.003)		0.607** (0.061)	0.617** (0.227)	0.894		-0.192 (0.135)	0.074
		1.197	1.924	-2.492		9.948		2.721				-1.422	

註: 1) Johnston 방법의 m_{t-1} 은 一次回歸分析에서 얻어지는 豫測된 m_{t-1} 값임(이 방법에 대해서는 註 27)을 참조).

2) Yule-Walker와 Johnston 방법은 R^2 임.

3) ρ 는 誤差項의 一次時系列相關係數임.

4) y_t^c : 恒常所得, y_t^d : 臨時所得, R_t : 通貨供給額(예컨대 t 年은 通貨供給)

5) **는 99% 수준에서 有意, *는 95% 수준에서 有意, ()안의 숫자는 標準誤차이며 그 아래의 값은 t 값임.

$$M_t = \left(\frac{1}{1-\phi} \right) [\lambda\gamma_0 + \lambda\gamma_1 y_t^i + \lambda\gamma_2 R_t + (1-\lambda)m_{t-1} + \beta y_t^T - \phi M_t^* + P_t + \varepsilon_t] \dots\dots\dots(20)$$

그들은 이 式의 豫測을 통해 緩衡的 通貨需要函數의 基本假說을 棄却할 수 있었다. 그러나 式(20)의 誘導過程에서 $\phi=1$ 이면 式(20)은 誘導不可함을 알 수 있다.

이 論議로부터 얻을 수 있는 結論은 緩衡的 通貨需要函數의 變形으로서 名目通貨需要函數는 定義되지 않을 수 있다는 점이다.

한편 臨時所得係數의 豫測值를 보면 結果가 다소 混合되어 나타나고 있다. 豫測된 係數의 크기만을 본다면 *CPI*를 「디플레이터」로 사용한 경우에 있어서는 緩衡的 通貨需要函數假說과 일치하는 방향으로 結果가 나오고 있다. 다시 말해 臨時所得係數가 恒常所得係數보다 크게 나타나고 있어 ($\hat{\beta} > \hat{\lambda}\gamma$) 그 각각이 實質殘高需要에 미치는 영향이 다름을 보여주고 있다. 한편 *GNP* 「디플레이터」를 사용한 경우에 定期預金利子를 機會費用變數로 사용할 경우에는 위와 동일한 방향으로 結果가 나오나 私債利子를 사용한 경우에는 恒常所得效果가 臨時所得效果보다 크게 나오고 있다. 그러나 이 경우에 있어서 臨時所得係數의 *t*-값이 상당히 낮아 結果에 얼마나 信憑性을 부여할 수 있는지 의문이다. 일반적으로 \hat{M}_t 의 係數에 비해 y_t^T 의 係數가 낮은 *t*-값을 보여주고 있어 y_t^T 의 係數가 상대적으로 부정확하게 豫測되고 있음을 알 수 있다. 이러한 現象은 특히 機會費用變數로 私債利子를 사용했을 경우가 더 두드

러지게 나타나고 있는데 이는 私債利子和 臨時所得間의 正의 相關關係로 인한 多重共線性 때문이 아닌가 생각된다²⁸⁾.

結論적으로 볼 때 臨時所得係數의 豫測值가 다소 낮은 *t*-값을 보이는 경우가 있기는 하나 전체적인 豫測結果는 緩衡的 通貨需要函數의 基本假說을 支持하고 있는 것으로 받아들일 수 있겠다.

이와 같이 전체적인 結果가 緩衡的 通貨需要函數假說에 대해 긍정적이긴 하나 個別係數의 豫測值와 관련하여 볼 때 計量經濟學的 側面에서 몇가지의 留保的 論評이 필요할 것으로 보인다.

우선 \hat{M}_t 係數의 豫測值와 관련해서 볼 때 두 가지 側面에서 問題點을 惹起할 수 있을 것으로 보인다. 첫째로는 中央銀行이 受動的인 通貨政策을 수행할 경우로서 通貨需要에 대한 衝擊(ε_t)을 緩和하기 위해 通貨量을 조절할 경우, 다시 말해 ε_t 가 正으로 나타날 때 通貨供給을 增大시키면 \hat{M}_t 와 ε_t 간의 正의 相關이 생길 수 있다. 이와 같은 聯立性 偏倚는 OLS의 경우 $\hat{\phi}$ 를 上向偏倚시킬 것이다. 둘째로는, \hat{M}_t 가 實際 觀察值가 아니고 計測值이기 때문에 생기는 測定誤差의 發生可能性이다. 이 경우에는 周知하는 바와 같이 $\hat{\phi}$ 를 下向偏倚시킬 것이다. 이 두 가지 경우가 다 問題點을 提起하기는 하지만 두 가지의 相反되는 效果로 인해 실제로 $\hat{\phi}$ 가 어느 방향으로 더 偏倚되었는지 추측하기는 쉽지 않다. 두 效果가 相殺됨으로써 $\hat{\phi}$ 에의 영향이 전혀 없을 가능성도 排除할 수는 없다.

聯立性 偏倚와 관련하여 볼 때 이 問題는 단지 \hat{M}_t 만에 관련된 것이라기보다는 通貨需要函數 一般에 다 관련되어 있다 하겠다. 다시

28) 우리나라의 경우 私債市場이 臨時所得의 원천으로 作用한다는 假說이 가능할 것이다. 私債市場의 활동이 왕성해지고 따라서 私債利子가 增加함에 따라 臨時所得이 增加하게 된다고 볼 수 있겠다.

말해 $y_t^e, y_t^T, R_t, \hat{M}_t$ 가 m_t 와 同時的으로 결정될 경우 이들 係數들은 聯立性 偏倚를 가지게 될 것인데 이는 특히 中央銀行의 通貨政策이 受動的으로 이루어질 경우 더 가능성이 높다. 通貨需要函數 豫測은 기본적으로 部分均衡模型에 基礎하기 때문에 通貨需要의 說明變數인 所得, 機會費用變數 등이 다 模型 밖에서 決定된다는 假定을 필요로 한다. 그러나 실제로 通貨는 所得, 利率 및 \hat{M}_t 에 영향을 미치기 때문에 특히 受動的인 通貨政策을 통해 通貨需要函數 誤差項의 變動에 따른 通貨需要의 變動을 감안할 수 있는 방향으로 通貨供給을 調節할 경우 誤差項과 需要函數의 說明變數間의 相關은 불가피하게 된다. 이러한 問題의 解消는 궁극적으로 聯立方程式 體系를 이용한 一般均衡模型을 사용하는 방법이 있겠으나 이미 指摘한 바와 같이 어떤 形態의 一般均衡模型을 사용할 것인가에 대한 논란뿐만 아니라 本稿의 좁은 目的에 비추어 問題를 認識하는 것으로 만족할 수밖에 없겠다.

그러나 이 問題와 관련된 韓國의 現實에 대한 概觀이 問題의 심각성을 이해하는 데 도움이 될 것이다. 根本問題는 通貨가 外生的이나 內生的이나 하는 것으로서 우리나라의 경우 中央銀行의 通貨量 調節手段이 利率操作을 통한 間接規制라기보다는 直接總量規制에 置重해 왔다는 점을 감안할 때 外生성을 假定하더라도 별로 큰 問題는 없으리라 판단된다²⁹⁾. 물론 中央銀行이 受動的 通貨政策을 썼을 가능성을 완전히 排除할 수는 없을 것이다. 그

러나 이 경우에 있어서도 通貨需要에 대한 衝擊(shock)을 同分期內에서 완전히 中和시킬 수 있다고 보기는 어렵겠다. 장기적으로 通貨政策이 通貨需要의 變動에 부응하여 通貨市場均衡에의 衝擊을 緩和할 수 있도록 通貨供給을 적절히 調節해 나가는 데 그 목포가 있다 하더라도 단기적으로는 通貨需要函數에 대한 衝擊을 認知하기 위한 情報獲得의 어려움 등으로 인해 中央銀行의 反作用은 항상 時差를 두고 나타난다고 假定하더라도 큰 무리는 없을 것으로 볼 수 있겠다. 한편 固定換率制度下에서는 通貨의 內生성이 커지기는 하나 우리나라의 경우는 지금까지 資本去來의 꾸준한 規制로 不胎化政策을 펴왔음을 상기할 필요가 있다.

다음으로 제기되는 係數豫測上的 問題로서는 \hat{M}_t 와 y_t^T 간의 正의 相關關係가 존재할 수 있다는 가능성을 들 수 있겠다. 合理的期待 假說에 의하면 예견되지 않은 通貨의 增加는 궁극적으로 예견되지 않은 實質所得의 增加를 招來하게 된다. 따라서 y_t^T 는 \hat{M}_t 에 의해 결정되는 셈이 되기 때문에 이들간의 多重共線性的 問題가 提起될 것이다. 이러한 가능성과 앞에서 指摘한 私債利率과 y_t^T 간의 正의 相關可能性과를 綜合하여 볼 때 y_t^T 係數의 낮은 t -값은 이러한 문제들에 의해 惹起된 것이 아닌가 여겨진다. 물론 y_t^T 의 測定誤差가 y_t^T 의 係數를 下向偏倚시켰을 가능성도 排除할 수 없기 때문에 이러한 문제도 y_t^T 의 豫測係數의 t -값을 낮추는데 寄與했다고 볼 수 있겠다.

要約하자면, 緩衡的 通貨需要函數의 豫測에 따르는 計量經濟學的인 問題點들은 많은 경우에 通貨需要函數 一般에 관련된 問題라 할 수 있겠으며 따라서 이러한 通貨需要函數에 공통되는 問題點을 제외하면 豫測結果는 緩衡的 通

29) 우리나라의 通貨政策은 實質적으로 通貨金融機關의 貸借對照表를 規制함으로써 소망하는 通貨總量을 維持해 나가는 政策이었다고 볼 수 있다. 利率은 通貨政策變數로서의 機能을 거의 遂行하지 못했기 때문에 利率操作政策에 따른 通貨의 內生化問題는 그리 심각하지 않다 하겠다.

貨需要函數를 강하게 支持하는 것으로 받아들일 수 있을 것이다.

3. 物價式의 豫測

前章에서 지적한 바와 같이 緩衡的 通貨需要函數假說의 중요한 示唆點은 通貨需要函數를 物價式으로 볼 수 있다는 점이다. 이러한 관점에서 式(15)와 式(16)에 대한 豫測을 통해 緩衡的 通貨需要函數假說을 檢證해 보기로 하겠다. 이 경우 우선 지적할 수 있는 점은 物價式의 경우에는 通貨需要函數의 경우에 비해 일반적으로 前節에서 길게 論議된 通貨의 內生化에 따른 豫測係數의 聯立性 偏倚 問題가 사라지게 된다는 점이다³⁰⁾.

物價式(15)의 豫測結果는 <表 3>에 要約되어 있다. <表 3>에 要約된 結果를 보면 個別係數의 豫測值들을 비교할 때 通貨需要函數의 경우와 크게 다르지는 않지만 몇가지 側面에서 改善된 結果를 보인다고 할 수 있겠다. OLS나 Yule-Walker 豫測方法에 의한 結果가 다 일반적으로 通貨需要函數豫測 結果에 비해 個別係數들의 t -값이 올라가는 경향을 보이고 있으며 R^2 가 올라가고 誤差項의 一次時系列相關係數인 $\hat{\rho}$ 도 더 낮아지는 등 미미하기는 하지만 改善되고 있다³¹⁾.

특기할 만한 結果는 모든 경우에 있어서 M_t 의 係數가 統計的으로 1과 같다는 歸無假說이

30) 그러나 中央銀行이 通貨需要의 變動이 아니라 物價의 變動을 증시하고 그에 상반되는 방향으로 通貨供給을 調節해 나간다면 오히려 通貨需要函數보다도 物價式의 경우가 더 聯立性 偏倚를 보일 가능성이 있다. 그러나 前節에서 지적한 中央銀行의 時差適應의 경우가 문제 또한 그렇게 심각하지 않을 수도 있다.

31) 物價式(15)의 경우 說明變數에 前期從屬變數가 명시적으로 나타나지 않기 때문에 Johnston 方法을 사용할 수 없었다.

5%의 有意水準에서 棄却될 수 없었다. 이는 實質殘高를 기준으로 한 緩衡的 通貨需要函數模型에 體現된 M_t 의 係數는 1과 같다는 制約條件이 實證的으로 支持됨을 보여주는 것이라고 받아들일 수 있겠다. 또한 轉된 M_t 의 係數와 \hat{M}_t 의 係數를 비교할 때 目測으로도 명백한 바와 같이, 이 두 係數가 같다는 假說도 5%의 有意水準에서 전부 棄却될 수 없었다. 이는 다시 말해 오직 今期의 豫見된 通貨供給만이 전부 今期의 物價에 반영되고 豫見되지 않은 通貨供給은 전부가 實質殘高保有의 增加로 나타난다고 하는 假說을 지지하는 것이다.

지금까지의 結果로는 物價式으로서의 緩衡的 通貨需要函數假說은 肯定的으로 받아들여져야 하겠다. 그러나 物價式(15)는 하나의 중요한 制約條件을 事前에 賦課하고 있는 셈인데 이는 式(16)에서 보인 바와 같이 $-\delta_4 = \delta_5$ 라는 制約이다. 따라서 制約된 式이 좋은 結果를 보인다고 해서 開放된 형이 같은 結果를 보인다는 보장은 없기 때문에 式(16)의 豫測結果를 檢討할 필요가 있다. 그 結果가 <表 4>에 要約되어 있다.

이 結果는 지금까지의 잠정적인 結論과는 배치되는 情報를 제공하고 있다. OLS結果나 Johnston 方法의 結果나 공히 M_t 의 係數가 有意하지 않게 나타나고 있으며 \hat{M}_t 의 係數도 Johnston 方法의 경우에는 상당히 改善되고 있기는 하지만 두 가지 경우 모두 有意하지 않은 것으로 나타날 뿐만 아니라 심지어는 符號까지도 期待符號에 비해 반대로 나타나고 있다. 마찬가지로 M_{t-1} 의 係數도 Johnston 方法의 경우 有意하게 나오기는 하나 그 符號가 期待에 비해 정반대로 나타나고 있다. 이 結果는 대체로 MacKinnon과 Milbourne(1985)

〈表 3〉 物價式(15)의 豫測結果(期間 1971. 2/4~1984. 4/4)

豫測方法	從屬變數	常數項	M_t	y_t^2	y_t^1	R_t		m_{t-1}	\hat{M}_t	\bar{R}^2	$D-W$ Durbin-h	ρ	RMSE
						私債利子	定期預金利子						
OLS	消費者物價指數	0.174* (0.071)	1.038** (0.020)	-0.132** (0.024)	-0.214 (0.120)	0.004** (0.001)		-0.915** (0.042)	-1.089** (0.107)	0.997	2.304 1.185		0.034
		-2.439	52.536	-5.541	-1.782	4.635		-21.965	-10.218				
OLS	消費者物價指數	-0.073 (0.059)	1.004** (0.019)	-0.127** (0.024)	-0.269* (0.120)	0.005** (0.001)		-0.854** (0.042)	-0.994** (0.110)	0.997	2.223 -0.892		0.034
		-1.237	54.136	-5.277	-2.241	4.342		-20.219	-9.055				
OLS	GNP 디플레이터	-0.302 (0.517)	1.103** (0.024)	-0.207** (0.036)	-0.220 (0.196)	0.004** (0.001)		-0.764** (0.068)	-0.916** (0.159)	0.994	2.425 -1.961		0.052
		0.583	42.293	-5.783	-1.121	3.204		-11.193	-5.765				
Yule-Walker	GNP 디플레이터	0.259 (0.451)	1.040** (0.021)	-0.247** (0.037)	-0.260 (0.193)	0.004** (0.001)		-0.814** (0.056)	-0.929** (0.149)	0.997		0.228 (0.131)	0.050
		0.574	50.029	-6.736	-1.343	3.753		-14.500	-6.230			1.733	
OLS	GNP 디플레이터	-0.749 (0.536)	0.983** (0.024)	-0.201** (0.035)	-0.254 (0.187)		0.007** (0.002)	-0.682** (0.072)	-0.801** (0.158)	0.995	2.389 -1.798		0.050
		-1.399	40.901	-5.824	-1.356		3.868	-9.466	-5.062				
Yule-Walker	GNP 디플레이터	-0.186 (0.473)	1.009** (0.021)	-0.240** (0.035)	-0.309 (0.184)		0.007* (0.002)	-0.732** (0.061)	-0.802** (0.151)	0.997		0.205 (0.132)	0.049
		-0.393	47.545	-6.790	-1.676		4.273	-11.976	-5.300			1.554	

註: 1) 〈表 2〉의 註를 참조.

〈表 4〉物價式(16)의 豫測 및 檢證結果 (期間 1971.2/4~1984.4/4)

豫測方法	從屬變數	常數項	M_t	y_t^d	y_t^f	R		M_{t-1}	P_{t-1}	\hat{P}_{t-1}^d	\hat{M}_t	\bar{R}^2	D-W Durbin $-h$	ρ	RM-SE	檢證 ²⁾	制約 ³⁾		
						私債利率	定期金利率										λ_1	λ_2 ($-\delta_4 = \delta_5$)	
OLS	消費者物價指數	-0.075* (0.038)	0.029 (0.088)	-0.063** (0.014)	-0.209** (0.062)	0.003** (0.000)	0.047 (0.086)	0.930** (0.022)	43.107		-0.050 (0.106)	0.999	1.414 1.953		0.017	$\delta_1=1$; $F(1,47)=121$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(1,47)=133$; $\delta_1=1, -\delta_4=\delta_5$; $F(2,47)=73$;	0.109 (0.059)	-0.155* (0.061)	
		-1.989	0.328	-4.631	-3.365	5.744	0.545				-0.476						1.858	-2.517	
Johnston	消費者物價指數	-0.117 (0.208)	-0.091 (0.205)	-0.078** (0.029)	-0.264 (0.138)	0.001 (0.002)	0.423* (0.187)	0.509** (0.122)	4.188		0.270 (0.228)	0.964		-0.639 (0.106)	0.047				
		-0.561	-0.446	-2.710	-1.919	0.686	2.255				1.185								
OLS	消費者物價指數	-0.008 (0.032)	-0.005 (0.090)	-0.060** (0.014)	-0.245** (0.063)		0.098 (0.087)	0.890** (0.022)			0.024 (0.107)	0.999	1.241 2.534		0.018	$\delta_1=1$; $F(1,47)=124$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(1,47)=127$; $\delta_1=1$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(2,47)=64$;	0.013 (0.063)	-0.055 (0.064)	
		-0.238	-0.052	-4.244	-3.889	5.247	1.123	39.704			0.220						0.213	-0.859	
Johnston	消費者物價指數	-0.012 (0.153)	-0.239 (0.239)	-0.099** (0.034)	-0.343* (0.169)	0.003 (0.003)	0.452* (0.224)	0.720** (0.108)	6.673		0.391 (0.274)	0.983		-0.384 (0.127)	0.052				
		-0.077	-0.996	-2.941	-2.027	1.141	2.021				1.430								
OLS	GNP 디플레이터	-0.652 (0.445)	0.015 (0.224)	-0.137** (0.034)	-0.128 (0.168)	0.003** (0.001)	0.208 (0.225)	0.761** (0.058)			0.104 0.265	0.996	2.542 -2.323		0.044	$\delta_1=1$; $F(1,47)=19$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(1,47)=20$; $\delta_1=1$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(2,47)=10$;	0.063 (0.112)	-0.105 (0.116)	
		-1.465	0.068	-4.017	-0.762	2.999	0.924	13.165			0.393						0.559	-0.901	
Johnston	GNP 디플레이터	-2.540** (0.891)	-0.093 (0.250)	-0.128** (0.034)	-0.065 (0.181)	0.003 (0.002)	0.537* (0.246)	0.451** (0.127)	3.548		0.329 (0.292)	0.978		-0.502 (0.119)	0.056				
		-2.851	-0.373	-3.721	-0.358	1.465	2.183				1.126								
OLS	GNP 디플레이터	-1.050* (0.463)	0.002 (0.212)	-0.133** (0.032)	-0.154 (0.158)		0.267 (0.213)	0.689** (0.060)			0.191 (0.251)	0.996	2.487 -2.114		0.042	$\delta_1=1$; $F(1,47)=22$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(1,47)=22$; $\delta_1=1$; $-\delta_4=\delta_5$; $F(2,47)=11$;	-0.074 (0.104)	0.036 (0.107)	
		-2.321	0.011	-4.096	-0.971	3.879	1.258	11.445			0.762								
Johnston	GNP 디플레이터	-2.087* (0.877)	-0.130 (0.257)	-0.135** (0.037)	-0.156 (0.192)	0.007* (0.003)	0.525* (0.235)	0.519** (0.121)	4.308		0.388 (0.302)	0.988		-0.315 (0.130)	0.055				
		-2.345	-0.507	-3.623	-0.812	2.178	2.057				1.284								

註: 1) Johnston 방법에서의 前分期 物價變數는 一次回歸分析에서 얻어지는 豫測值(\hat{P}_{t-1})임. 이 방법에 대해서는 註 27)을 참조.

2) OLS結果에 대한 通常의 F 檢證함.

3) λ_1 과 λ_2 는 각각 $\delta_1=1$ 과 $-\delta_4=\delta_5$ 制約에 대한 Lagrangian 乘數인. λ_1 에 대한 t-檢證은 $-\delta_4=\delta_5$ 制約을 부과한 결과물 기준으로 함. 이 경우 λ_1 이 有意하지 않다는 것은 $-\delta_4=\delta_5$ 制約을 事前에 賦課했을 경우 $\delta_1=1$ 制約도 乘却될 수 있음을 의미함. λ_2 의 경우는 $\delta_1=1$ 制約을 事前에 賦課한 후 $-\delta_4=\delta_5$ 制約을 檢證함.

4) 變數의 定義 등 기타에 대해서는 〈表 2〉의 註를 參照.

의 결과를 지원한다고 하겠다. 그들은 좀더 넓게 開放된 形態의 物價式을 豫測함으로써 緩衝的 通貨需要函數假說에서 얻어지는 物價式을 檢證하였으며 그들의 檢證結果는 주어진 資料가 緩衝的 通貨需要函數假說을 支持하지 않는 것으로 나타났다.

問題는 이 結果를 앞의 結果에 비취 어떻게 解析해야 할 것인가 하는 점이라 하겠다. 우선 物價式(15)에 비해 開放된 型의 物價式(16)이 다른 점은 前分期 名目通貨變數와 前分期 物價變數의 係數들에 制約條件을 事前에 賦課하지 않았다는 것이기 때문에 問題는 物價式에 說明變數로 들어가는 前分期 通貨變數가 實質殘高이어야 하느냐 아니면 名目殘高 기준이어야 하느냐 하는 問題로 歸結된다.

더구나 이 問題는 通常의 通貨需要函數豫測에 있어서 論難되는 實質殘高 기준이나 名目殘高 기준이나 하는 實證分析上的 問題와도 관련을 가지고 있다. 物價式을 기준으로 할 때 이 論爭은 결국 式(15)의 M_t 의 係數가 1이냐 아니냐 하는 問題로 귀착되게 되지만 여기서의 結果는 前分期 通貨가 實質變數(m_{t-1})로 들어갈 때는 M_t 의 係數가 1로 나오지만 名目變數(M_{t-1})와 物價變數(P_{t-1})로 制約없이 들어갈 때는 M_t 의 係數는 심지어 有意하지도 않게 나오고 있다. 따라서 物價式의 立場에서 볼 때에는 오히려 前分期 通貨變數에의 制約이 타당한 것이냐 하는 問題가 더 根本的인 것이라 할 수 있겠다.

이 問題에 대한 解答을 구하기 위해 우선 式(15)와 (16)의 豫測結果의 一般統計值를 비

교해 볼 필요가 있겠다.

OLS 豫測結果는 式(16)이 R^2 로는 改善되고 있으나 Durbin-h 統計值로는 악화되고 있다. 즉 誤差項의 時系列相關은 CPI에 대한 OLS 結果의 경우 式(15)는 전혀 相關을 보이지 않고 있는 반면 式(16)의 경우는 높은 相關을 보이고 있어 式(16)의 誤定型(misspecification) 가능성이 높음을 보여주고 있다. 한편 GNP 「더플레이터」의 경우는 兩式이 다 높은 Durbin-h 統計值를 나타내고 있지만 상대적인 의미에서 볼 때 역시 式(16)의 경우가 훨씬 높아 이 경우에 있어서도 式(16)의 誤定型의 가능성은 式(15)에 비해 더 높다고 할 수 있겠다.

다음으로 式(16)에 대하여 이용한 자료가 前分期通貨變數에 대한 制約條件을 支持하는지의 與否를 檢證해 보았다. 그 結果는 <表 4>의 ‘檢證’란에 요약되어 있다. 우선 모든 경우에 있어서 $\delta_1=1$ 이라는 假說과 $-\delta_4=\delta_5$ 라는 假說이 각각으로 棄却되고 있을뿐 아니라 $\delta_1=1$ 이고 동시에 $-\delta_4=\delta_5$ 라는 複合假說도 棄却되고 있다³²⁾ 여기서 $-\delta_4=\delta_5$ 라는 假說은 사실상 式(15)에 이미 體現되어 있기 때문에 이 結果는 式(15)의 說明力이 式(16)의 說明力에 비해 떨어진다는 의미를 갖는다 하겠다. 그러나 이 結果에 대해 한가지 주의할 것은 이 假說檢證이 式(16)의 結果를 기준으로 하여 이루어지고 있다는 점이다. 이와 약간 다른 檢證方法으로서 생각할 수 있는 것은 일단 $\delta_1=1$ 의 制約條件이 事前에 賦課되고 이를 기준으로 하여 $-\delta_4=\delta_5$ 라는 假說을 檢證하거나 逆으로 $-\delta_4=\delta_5$ 의 制約條件을 賦課한 結果를 기준으로 $\delta_1=1$ 라는 假說을 檢證해 볼 수도 있을 것이다. 이에 대한 檢證結果는 거의 모든 경우에 다 긍정적으로 나타나고 있다(<表 4>의

32) 여기서 주의할 것은 일단 $-\delta_4=\delta_5$ 라는 假說이 받아들여졌을 경우에는 $\delta_1=1$ 이라는 假說도 받아들여진다고 하는 式(15)의 豫測結果와 혼돈해서는 안될 것이다.

‘制約’란을 參照)³³⁾.

이와 같은 結果를 놓고 볼 때 중요한 관심은 궁극적으로 短期通貨需要函數의 基底가 되는 部分調整模型을 實質殘高를 기준으로 할 것이냐 아니면 名目殘高를 기준으로 할 것이냐 하는 問題로 귀착된다 하겠다. 緩衡的 通貨需要函數에 있어서와 같이 基本이 되는 部分調整模型을 Chow 型에서 취했을 경우 이는 이미 實質殘高를 기준으로 한 短期通貨需要函數를 받아들이고 있는 것이며 이에 따른 相關된 制約을 事前에 模型에 導入하고 있는 셈이다. 따라서 이런 관점에서 볼 때에는 式(16)의 開放된 模型은 基本理論에서 導出되는 制約을 무시한 誤定型이라고 볼 수 있겠다. 式(16)에서와 같이 理論에서 誘導되는 制約이 賦課되지 않을 경우 그에 대응하는 通貨需要函數의 係數들에 대한 認識(identification)은 불가능해지게 된다.

또 한가지 이러한 檢證結果를 解析함에 있어서 주의할 점은 式(16)은 Chow 模型과 緩衡的 通貨需要函數假說을 동시에 體現하고 있기 때문에 여기서의 檢證은 사실상 二重假說檢證(joint hypotheses test)이 되기 때문에 否定的인 檢證結果가 Chow 模型에서 緣由하는지 아니면 緩衡的 通貨需要函數假說에서 緣由하는지를 판단하기가 어렵다는 점이다. 檢證結果에 의하면 Chow 模型의 假說을 부정(인정)하면

緩衡的 通貨需要函數假說($\phi > 0$)도 거부(인정)되지 되는데 이 結果만으로 緩衡的 通貨需要函數假說을 부정한다는 것은 速斷일 수 있다³⁴⁾.

4. 檢證結果에 대한 評價

지금까지의 檢證結果를 어떻게 評價해야 할 것인가 하는 問題는 式(15)와 式(16)의 豫測結果가 다소 상반된 의미를 내포하고 있기 때문에 논란의 여지가 없지 않다 하겠다. 筆者의 見解로는 物價式에 대한 檢證結果가 다소 否定的이긴 하지만 이 結果만을 緩衡的 通貨需要函數假說을 否定하는 根據로서 받아들이는 데는 問題가 없지 않다 생각된다. 특히 通貨需要函數豫測 結果는 緩衡的 通貨需要假說을 강하게 支持하고 있기 때문에 더욱 그렇다 하겠다.

특히 物價式과 相關해서 볼 때 한가지 주의할 점은 일반적으로 巨視經濟 時系列資料를 回歸分析할 경우 대부분의 경우 從屬變數의 變化의 대부분이 前分期 從屬變數에 의해 說明된다는 점이다. 이러한 巨視經濟資料의 一般的 特性이 여기서 分析된 物價式에도 나타난다고 볼 때 앞으로 趨勢나 季節變動 등을 제거한 資料를 이용하여 追加의 分析이 이루어질 필요가 있을 것이다. 이와 같이 좀더 많은 體系的인 實證分析이 쌓인 뒤에야 物價式으로서 緩衡的 通貨需要函數假說의 옳고 그름에 대한 판단이 확실해지리라 사료된다.

33) 여기서의 檢證은 誤差項이 높은 一次時系列相關을 보이고 있는 OLS 結果에 기초하고 있기 때문에 檢證 자체가 無意味할 수도 있겠다. 그러나 여기서 사용된 SAS 컴퓨터 프로그램에는 Johnston 方法을 이용할 경우 위와 같은 檢證方法이 可用하지 않기 때문에 부득이 次善策을 쓸 수밖에 없었다.

34) 사실 MacKinnon과 Milbourne(1986)은 式(16)의 結果로부터 緩衡的 通貨需要函數假說 自體가 타당하지 않다고 結論을 지었다. 이러한 結論은 바로 그들의 檢證이 二重假說檢證이라는 사실을 認識하지 못한 데서 비롯된다 하겠다.

V. 結論 및 政策提案

緩衡的 通貨需要函數假說은 두 가지의 段階로 構成된다고 볼 수 있겠는데 지금까지의 論議의 結果에 따르면 첫째 단계인 通貨需要函數模型으로서의 假說은 韓國의 資料에 의해 支持된다고 結論을 내릴 수 있겠으나 두번째 단계인 物價式의 경우는 檢證結果가 混合되어 이 研究結果만을 가지고 結論을 내리기는 무리라 사료된다. 前節에서 指摘한 바와 같이 이에 대한 좀더 많은 實證分析結果가 쌓이기를 기다릴 수밖에 없다 하겠다.

한편 우리나라 通貨政策에 대한 論議, 특히 適正通貨量 수준에 대한 論議가 가끔 通貨需要函數(혹은 流通速度)의 豫測結果를 基礎로 하여 論議되고 있음을 감안할 때 앞에서 豫測된 緩衡的 通貨需要函數가 갖는 政策的 의미를 이해 할 필요가 있다 하겠다.

우선 우리나라와 같이 通貨政策이 中間目標로서 M1이나 M2 등의 通貨量을 規制하는 경우 主要關心은 通貨量 調節에 따른 利子率에의 영향과 더 나아가서는 物價에의 영향이라 하겠다.

일정한 目標通貨量을 유지하기 위한 通貨總量規制는 결국 貨幣市場에서의 均衡을 유지하기 위한 調整負擔을 利子率에 轉嫁시키는 結果를 招來하기 때문에 利子率 規制政策에 비해 目標通貨量 規制政策下에서의 利子率의 騰落幅은 더 커지게 마련이다. 이 경우 通貨當局의 관심은 通貨總量規制가 너무 심한 利子率의 騰落을 招來하지나 않을까 하는 염려라

하겠다.

緩衡的 通貨需要函數의 豫測結果에 의하면 어느 기간에 있어 目標通貨量에서 벗어난 短期通貨供給衝擊(\hat{M}_t)이 발생할 경우 이 衝擊이 利子率에 미치는 영향은 미미할 것이라는 암시를 주고 있다. 豫測結果가 $\hat{\phi}=1$ 로 나타나기 때문에 民間部門에 의해 예견되지 못한 通貨供給上의 變化는 그 전부가 實質通貨需要의 增大로 나타나기 때문에 貨幣市場의 不均衡이 발생할 여지가 생기지 않으며 따라서 不均衡 解消를 위해 필요한 長期所望通貨需要의 變動을 招來하지도 않을 것이며, 이는 결국 長期所望通貨需要를 決定하는 變數인 實質所得과 利子率에 의한 調整負擔은 발생하지 않는다는 것을 암시하고 있다. 따라서 이 結果에 의하면 實際通貨供給量이 目標通貨量에서 다소 벗어난다 하더라도 이러한 衝擊이 利子率에 미치는 壓迫要因은 전통적인 通貨需要模型下에서 기대되는 것만큼 크지 않을 것이다. 通貨當局이 通貨供給의 變動에 따른 利子率의 급격한 騰落可能性을 염려해야 할 필요성은 상대적으로 줄어들었다고 볼 수 있겠다.

다음으로 중요한 通貨當局의 관심은 通貨量의 變動에 따른 物價의 變動이다. 이와 관련 우선 잊지 말아야 할 것은 緩衡的 通貨需要函數는 長期通貨中立性假說과 背馳되지 않는다는 점이다. 長期定狀狀態의 基本假定인 “모든 期待가 실현된다”는 觀點에서 볼 때 모든 通貨供給은 장기에서 다 예견되고 따라서 그대로 物價에 반영된다고 볼 수 있다. 이 점은 \hat{M}_t 變數가 white noise이며 그 期待值가 0이라는 사실에 반영되고 있다. 그러나 短期에 있어서는 通貨政策遂行上의 誤差로 인해 實際通貨量水準(M_t)이 目標通貨量(M_t^*)으로부터

乖離部分(\hat{M}_t)이 발생하게 마련이다. 緩衡的 通貨需要函數의 豫測結果에 의하면 \hat{M}_t 은 實質 殘高의 增加로 吸收되기 때문에 이의 物價에 의 영향은 미미하다. 따라서 通貨當局이 期待 以外의 事態變化로 인한 誤差로 불가피하게 발생하는 實際通貨供給量의 目標通貨量으로부터의 短期的 乖離에 따른 物價의 급격한 騰落可能性을 염려할 필요성은 상대적으로 줄어든다고 볼 수 있겠다³⁵⁾.

또 한가지 최근의 經濟狀況과 관련하여 흥미있는 점은 緩衡的 通貨需要函數豫測結果가 經常收支 黑字基調轉換에 따른 通貨增發과 그에 따른 인플레이再發 가능성에 대하여 새로운 示唆點을 준다는 것이다. 우선 강조해야 할 점은 緩衡殘高(buffer stock)概念 自體가 經濟 自體內에 외부로부터의 衝擊을 緩和시키는 「메카니즘」이 존재하며 이 「메카니즘」이 바로 實質殘高의 受動的 增減에 의해 작동된다는 認識에 基礎하고 있다는 점이다. 기대되지 않았던 輸出의 增大는 결국은 臨時所得(y_t^*)의 增大를 招來할 것이며, 通貨供給側面에서 正의 供給衝擊($\hat{M}_t > 0$)을 惹起하게 될 것이다. 이러한 臨時所得의 增大와 正의 通貨供給衝擊은 短期에 있어서 實質通貨需要의 增加를 招來함으로써 經常收支黑字에 의한 通貨增發로부터 物價로 가는 效果를 中和시켜 주는 役割을 하

게 된다. 따라서 緩衡的 通貨需要函數假說을 받아들일 경우 經常收支黑字에 따른 인플레이의 短期再發可能性은 상대적으로 줄어든다 하겠다³⁶⁾.

끝으로, 本研究를 통해 얻어지는 몇가지의 將來 研究方向에 대한 示唆點을 정리함으로써 本稿를 마감하고자 한다.

우선 物價方程式 模型에 대한 더 많은 實證 分析이 要求되며 필요하다면 物價式模型의 改善方案에 대해서도 研究가 있어야 하리라 사료된다.

다음으로 恒常所得과 臨時所得 그리고 通貨供給衝擊 變數에 대한 計測方法의 改善도 장애의 研究事項으로 의의를 갖는다고 여겨진다.

마지막으로는, 앞에서 論議된 바와 같이 物價式에 대한 檢證結果가 기대에 어긋나게 나오기는 하지만 이를 緩衡的 通貨需要函數假說을 否定하는 것으로 받아들이기보다는 오히려 그 기본 「메세지」에 대해서는 模型의 改善 및 分析을 통해 현실적 타당성에 대한 보다 활발한 研究가 이루어질 필요가 있다고 사료된다. 우선 利率規制에서 通貨量規制政策으로의 通貨政策遂行方法上的 변화에 따른 政策體制變化를 여하히 通貨需要函數模型에 導入할 것인가 하는 문제가 꾸준히 研究가 되어야 할 것으로 보인다. 本稿에서 檢證된 緩衡的 通貨需要函數는 여러 가지 가능한 방법중의 하나일 뿐임을 認識할 필요가 있겠다. 이런 관점에서 볼 때 本研究結果가 이 問題에 대한 좀 더 활발한 研究討議를 위한 자극제가 될 수 있다면 筆者의 目的은 달성된 것이나 다름이 없다고 하겠다.

35) \hat{M}_t 을 무시하고 있는 既存의 通貨需要函數模型에 基礎하여 豫測되는 短期實質殘高需要는 \hat{M}_t 이 正일 경우는 過小, \hat{M}_t 이 否일 경우는 過大豫測되며 동시에 物價水準에 대한 豫測도 前者의 경우는 過大, 後者の 경우는 過小評價되는 傾向을 가질 것이다.

36) 이러한 示唆에도 불구하고 黑字基調가 定着되고 이에 따른 通貨의 增發이 계속적인 現象으로 나타나게 될 경우, 다시 말해 中央銀行의 不胎化政策이 더 이상 유효하지 못하게 될 경우는 國際收支黑字에 따른 通貨增發은 豫見된 通貨供給으로 吸收될 것이다. 이 경우에는 短期에 있어서도 인플레이 가능성은 그만큼 높아지게 된다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 南相祐, 「通貨政策上의 適正通貨指標」, 『韓國開發研究』, 第2卷 第2號, 韓國開發研究院, 1980.
- 南相祐·李德勳, 「最近 景氣動向과 通貨政策」. 『KDI分期別 經濟展望』, 第3卷 第2號, 韓國開發研究院, 1984.
- 盧成泰, 「通貨政策의 適正指標選定」, 『韓國開發研究』, 第6卷 第4號, 韓國開發研究院, 1984.
- 閔丙均, 「우리나라 通貨需要의 構造變動에 관한 考察」, 『調查月報』, 韓國銀行, 1976. 12.
- 朴在潤·河成根, 「各種 通貨指標에 관한 實證的 分析」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1982. 2.
- 孫正植, 「適正通貨政策指標의 選定」, 『經濟研究』, 第4卷 第2號, 漢陽大學校 經濟研究所, 1983. 11.
- 申玄哲, 「우리나라의 通貨指標과 實物經濟」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1985. 11,
- _____, 「通貨와 國民所得間의 因果關係」, 『調查月報』, 韓國銀行, 1978. 7.
- 李吉寧, 「通貨信用政策과 中心通貨指標의 選擇」, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1984. 9.
- 李德勳·鄭日洋, 「金融構造深化과 通貨信用政策의 有效性」, 『韓國開發研究』, 第6卷 第3號, 韓國開發研究院, 1984.
- 李性輝, 「通貨指標와 通貨政策의 運用」, 『經濟論集』, 第24卷 第2號, 서울大學校 經濟研究所, 1985. 6.
- Barro, R.J., “Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States,” *American Economic Review*, Vol. 67, 1977, pp. 101~115.
- _____, “Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States,” *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 1978, pp. 549~580.
- Barro, R.J. and M. Rush, “Unanticipated Money and Economic Activity,” in *Rational Expectations and Economic Policy*, edited by S. Fischer, Chicago: University of Chicago Press, 1980, pp. 23~73.
- Batten, Dallas S. and Daniel C. Thornton, “Are Weighted Monetary Aggregates Better Than Simple-Sum M1?” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, June/July 1985, pp. 29~39.
- Carr, Jack and Michael R. Darby, “The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 1981, pp. 183~199.
- Carr, Jack, Michael R. Darby and Daniel L. Thornton, “Monetary Anticipations and The Demand for Money; Reply to MacKinnon and Milbourne,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, 1985, pp. 251~257.
- Chow, G. C., “On the Long-run and Short-run Demand for Money,” *Journal of Political Economy*, Vol. 74, 1966, pp. 111~131.
- Coats, Warren L., Jr., “Modeling the Short-Run Demand for Money with Exogenous Supply,” *Economic Inquiry*, Vol. 20, April 1982, pp. 222~239.
- Cooley, Thomas F. and Stephen F. LeRoy, “Identification and Estimation of Money Demand,” *American Economic Review*, Vol. 71, No. 5, December 1981, pp. 825

- ~844.
- Darby, Michael R., "The Allocation of Transitory Income Among Consumers' Assets," *American Economic Review*, Vol. 62, 1972, pp. 928~941.
- _____, *Macroeconomics*, New York: McGraw-Hill, 1976.
- Feige, E.L. and D.K. Pearce, "Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy?" *Journal of Political Economy*, Vol. 84, 1976, pp. 499~522.
- Goldfeld, Stephen M., "The Case of the Missing Money," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 3, 1976, pp. 683~730.
- Goodfriend, Marvin, "Reinterpreting Money Demand Regressions" in *Understanding Monetary Regimes*, edited by Karl Brunner and Allan H. Meltzer, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 22, Amsterdam: North-Holland, 1985, pp. 207~241.
- Gordon, Robert J., "The Short-Run Demand for Money: A Reconsideration," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 16, No. 4, Part 1, November 1984, pp. 403~434.
- Hafer, R.W., "Comment on Money Demand Predictability," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 17, No. 4, Part 2, November 1985, pp. 642~646.
- Hetzl, Robert L., "Estimating Money Demand Functions," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 16, No. 2, May 1984, pp. 185~193.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, 2nd edition, New York: McGraw-Hill, 1972.
- Judd, John P. and John L. Scadding, "The Search for a Stable Money Demand Function," *Journal of Economic Literature*, September 1982, pp. 993~1023.
- Jwa, Sung Hee, "Price Controls and the Aggregate Data Biases: A Theoretical and Empirical Analysis for the 1971-74 Price Controls," Working Paper, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1984.
- Kahn, Mohsin S., "Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation," *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 27, No. 2, June 1980, pp. 250~284.
- Laidler, David, *Monetarist Perspectives*, Cambridge: Harvard University Press, 1982.
- _____, "The Buffer Stock Notion in Monetary Economics," Conference Papers, Supplement to *the Economic Journal*, Vol. 94, 1984, pp. 17~34.
- _____, "Comment on Money Demand Predictability," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, No. 4, Part 2, November 1985, pp. 647~653.
- Lucas, R. E., Jr., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp. 326~334.
- _____, "Econometric Policy Evaluation: A Critique," in *The Phillips Curve and Labor Markets*, edited by Karl Brunner and Allan H. Meltzer, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, 1976.
- MacKinnon, James G. and Ross D. Milbourne, "Monetary Anticipations and the Demand for Money," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 13, 1984, pp. 263~274.
- _____, "Are Price Equations Really Money Demand Equations on Their Heads?" Discussion Paper No. 646, Department of Economics, Queen's University, February 1986.
- McCallum, Bennett T., "Rational Expectations

- and the Natural Rate Hypothesis: Some Consistent Estimates," *Econometrica*, Vol. 44, No. 1, January 1976, pp. 43~52.
- _____, "Price Level Determinacy with an Interest Rate Policy Rule and Rational Expectations," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 1981, pp. 319~329.
- McCleary, Richard and Richard A. Hay, Jr., *Applied Time Series Analysis for the Social Sciences*, Beverly Hills: Sage Publications, Inc., 1982.
- Mehra, Y.P., "Is Money Exogenous in Money Demand Equations," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 2, 1978, pp. 211~228.
- Nelson, Charles R., *Applied Time Series Analysis For Managerial Forecasting*, San Francisco:Holden-Day, 1973.
- OECD, *Monetary Targets and Inflation Control*, Monetary Studies Series, 1979.
- Roley, V. Vance, "Money Demand Predictability," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 17, No. 4, Part 2, November 1985, pp. 611~641.
- Santomero, Anthony M. and John J. Seater, "Partial Adjustment in the Demand for Money: Theory and Empirics," *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, September 1981, pp. 566~578.
- Sargent, T.J. and Wallace, N., "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, Vol. 83, 1975, pp. 241~254.
- Taylor, Herb, "Deposit Market Deregulation and the Demand for Money," Working Paper No. 85-17, Research Department, Federal Reserve Bank of Philadelphia, December 1985.
- White, William H., "The Case For and Against 'Disequilibrium' Money," *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 28, No. 3, September 1981, pp. 534~572.