

政策研究

流動性制約과 消費支出： 韓國·日本·美國 比較分析

金 俊 經

(本院 研究委員)

-
- * 本稿의 집필과정에서 유익한 도움을 주신 梨花女大의 車殷泳 교수와 本院의 金俊逸, 曹東徹 박사께 감사드린다. 특히 成均館大 金慶洙 교수, 弘益大 全聖寅 교수, 曹東徹 박사의 훌륭한 논평은 초고의 미진한 부분을 개선하는 데 큰 도움이 되었다. 아울러 本院의 院內세미나와 國際金融研究會 및 弘益大 經濟研究所 월례세미나에 참석하여 비평을 주신 분들과 통계수집 및 정리과정에서 크게 수고해 준 金允洙, 李恒鏞 研究員께도 사의를 표한다. 본고에 남아 있는 어떠한 誤謬도 필자의 책임임을 밝혀둔다.

◇ 要 約 ◇

本 研究에서는 家計가 소비지출시 어느 정도 流動性制約(liquidity constraint)하에 처해 있는가를 분석하기 위하여 이론적인 模型 제 시와 함께 韓國·日本·美國을 대상으로 實證分析을 시도하였다. 3 개국 공히 耐久財 소비지출시 非耐久財 소비에 비해 상대적으로 유 동성제약 현상이 더 심한 것으로 추정되었다. 특히 우리나라의 소비 자들은 내구재와 비내구재 등 모든 형태별 소비지출에 있어서 日本 과 美國에 비해 더 심한 유동성제약하에 처해 왔던 것으로 나타났다. 1980년대에 들어서는 소비자금융시장에서의 流動性制約이 점차 緩和 되어 온 것으로 나타났으나, 여전히 일본과 미국의 수준을 크게 上廻 하였다. 이러한 추정결과들은 장기간에 걸친 生産者 중심의 금융제 도 및 관행 등으로 인해 우리나라의 消費者金融市場이 선진국에 비 해 落後되어 있음을 반영한다.

위의 분석결과는 향후 割賦金融制度 도입 등 소비자금융 규제 완 화가 본격화되면 流動性制約이 완화되어 가계의 借入과 貯蓄을 통한 소비의 平坦化(smoothing)가 가능해짐으로써 소비자의 厚生이 증대 되고 景氣變動의 진폭이 축소될 것임을 시사한다. 또한 소비자금융 의 활성화는 기존의 유동성제약하에 처해 있었던 가계들의 소비를 촉진시켜 단기적으로는 경제 전체의 貯蓄率 하락요인으로 작용할 가 능성도 있을 것이다.

I. 序

우리나라는 1960년대 이후 輸出主導의 成長政策이 추진되는 과정에서 生産者, 특히 製造業 중심의 금융정책과 대출관행이 형성되어 왔다. 반면 消費者金融은 저축증대를 도모한다는 목적으로 많은 規制를 받아왔다. 물론 1980년대에 들어서면서 金融自律化의 일환으로 금융기관의 신용카드업 허용 등 소비자금융에 대한 규제가 일부 완화되기도 하였으나 큰 進展은 보지 못하였다. 생산자 우대금융의 지원대상이 종전의 大企業 중심에서 中小企業으로 전환되었을 뿐 家計貸出은 경기과열·물가불안의 조짐이 있을 때마다 은행에 대한 窓口指導 등의 방식으로 정책적으로 억제되어 왔기 때문이다. 특히 최근에는 산업구조조정과정에서 中小企業부문에서 不渡가 집중적으로 발생함에 따라 중소기업에 대한 정부의 자금지원이 더욱 확대되는 양상을 보이고 있다. 이와 같이 장기간에 걸친 생산자위주의 금융지원과 소비자금융에 대한 규제는 流動性制約(liquidity constraint)을 초래하여 가계의 소비지출행위 자체를 위축시킨 요인으로 작용해 왔을 것으로 보인다.¹⁾

政府는 1996년 1월부터 내구재 및 주택 등을 주요 대상으로 하는 割賦金融會社 설립을 허용하기로 결정하였다. 할부금융업 허용의

1) 유동성제약이 소비지출행위를 결정하는 중요한 요인의 하나임은 Hayashi (1985), Japelli and Pagano(1989), Ostry and Levy(1994) 등을 포함하는 많은 연구에서 지적되고 있다. 流動性制約 現象은 ①情報의 不完全性으로 인한 내생적인 信用割當(credit rationing)과 ②政府의 規制에 따른 인위적인 신용할당 등 두가지 경로에 의해 초래된다고 볼 수 있는데, 우리나라의 경우에는 생산자에 대한 우대금융이 장기간 지속되어 온 점 등을 감안할 때 後者가 유동성제약의 주된 요인으로 작용해 왔을 것으로 사료된다.

배경에는 내구재 제조업체 및 주택건설업체의 외상매출채권 증가에 따른 資金負擔을 완화해 주고, 金融·流通産業의 開放에 대비하여 국내 금융기관의 競爭力을 강화함과 아울러 소득수준의 향상에 따른 耐久財 수요증가에 부응하기 위한 것으로 알려지고 있다. 할부 금융업 도입을 계기로 내구재 생산업체들의 자금난 완화효과가 기대되나, 보다 중요하게는 은행 등 기존의 국내 금융기관들의 소비자금융에 대한 規制 緩和 촉발과 이에 따른 소비자금융시장에서의 경쟁 촉진 등으로 인해 가계의 소비지출에 대한 流動性制約問題가 점차적으로 완화될 것으로 보인다.

본 연구의 目的은 소비자금융시장에서의 流動性制約이 우리나라 가계의 소비지출에 미친 影響을 분석하는 데 있다. 특히 가계들이 소비지출을 최적화하는 과정에서 어느 정도 유동성제약하에 처해 있는가를 직접 測定하고 이를 日本과 美國 등 선진국과 비교해 본다. 할부금융업 도입 등으로 본격적인 소비자금융 규제완화가 예상되는 현 시점에서 한국과 선진국에서의 유동성제약효과를 측정·비교해 보는 것은 향후 國內消費支出 및 貯蓄 행태의 변화방향을 대략적으로나마 가늠해 보는 데 도움을 줄 수 있다는 점에서 意義있는 일이라 하겠다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라의 消費支出構造의 변화추이를 간략하게 살펴보고 消費者金融政策의 변천과 消費者金融市場의 現況을 기술한다. 제Ⅲ장에서는 流動性制約하에서의 내구재와 비내구재를 포함하는 가계의 消費決定에 대한 動態的 最適化(intertemporal optimizing) 模型을 제시하고 소비지출의 최적화 1階條件(first-order condition)인 Euler 방정식을 도출한다. 제Ⅳ장에서는 제Ⅲ장의 Euler 방정식을 이용하여 韓國, 日本, 美國의 내구재 및 비내구재소비에 대한 유동성제약효과를 측정·비교한다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 주요결과를 要約함으로써

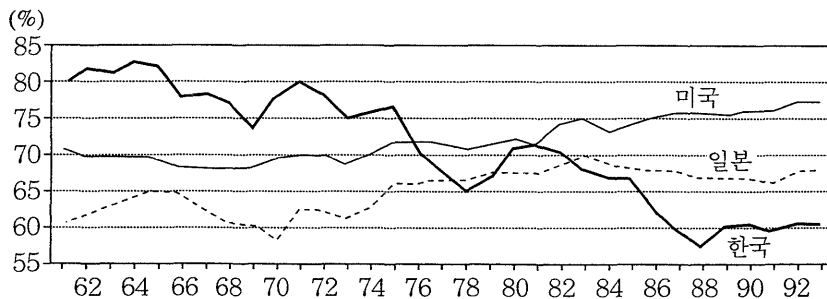
결론에 대신하고자 한다.

II. 消費支出의 變化와 消費者金融의 變遷 및 現況

1. 消費支出構造의 變化 및 特徵

과거 30여년동안 우리나라의 民間消費支出은 行態・構造면에서 큰 변화를 보여왔다. 경제개발 초기인 1960년대 전반기에는 경제 전체의 消費性向(民間消費支出 / 個人可處分所得)이 연평균 99%의 수준에 달하였으나, 그후 하락추세를 보여 1990년대에 들어서는 79%대 수준까지 낮아졌다. 특히 우리나라의 消費率(민간소비지출 / 국민가처분소득) 변화패턴을 美國 및 日本과 비교해 보면 相異한 모습을 보여왔다(圖 1 참조). 1970년대 초반 해도 우리나라의 소비율은 美國과 日本에 비해 현저하게 높은 수준을 보였다. 그러나 그후 우리나라의 소비율 하락세는 점차 가속화된 반면 미국과 일본은 완만한 증가세 내지 안정세를 보임에 따라 1970년대 중반 이후에는

[圖 1] 消費率(민간소비지출 / 국민가처분소득) 推移의 韓・美・日 比較



資料：OECD, *National Accounts*, 1961~1993.

韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1978.

_____, 『國民計定』, 1994.

逆轉되어 최근에는 우리나라의 소비율(60%)이 미국(77%), 일본(67%)에 비해 낮게 나타나고 있다.

가계의 소비성향 변화와 함께 品目別 소비지출구조에 있어서도 生必需品 등 비내구재 위주에서 탈피하여 서비스 및 耐久財 소비 중심의 선진국형으로 변모해 왔다. 1970년에 54.5%에 달하였던 비내구재소비비중은 1994년에는 36.5%로 크게 하락한 반면, 내구재 및 서비스소비비중은 증가하였다. 특히 耐久財의 상대적 비중은 1980년에만 해도 2.7%에 불과하였으나 1980년대 중반 이후 급격한 소득수준 향상 및 주택보급률 확대 등으로 인해 크게 상승하여 1994년에는 11.2%를 점하고 있는데 이는 日本(93년 8.7%)에 비해서도 더 높은 수준이다.

〈表 1〉 家計의 形態別 최종소비지출 國際比較

(단위 : %, 불변가격 기준)

	1970			1980			1990			1994		
	韓國	日本	美國	韓國	日本	美國	韓國	日本	美國	韓國	日本 ¹⁾	美國
耐久財	1.0	3.5	10.1	2.7	5.1	10.7	10.2	8.7	13.5	11.2	8.7	14.9
準耐久財	10.2	13.3	-	12.8	12.9	-	10.5	11.6	-	10.0	11.0	-
非耐久財	54.5	36.7	39.5	49.6	32.9	35.2	39.8	29.2	32.4	36.5	28.6	31.0
서비스	34.4	46.4	50.3	35.4	49.1	54.1	39.8	50.5	54.1	42.5	51.7	54.1

註 : 1) 1993년.

資料 : 韓國銀行, 『國民計定』, 各년도.

日本銀行, 『國民經濟計算年報』, 各년도.

Citibase.

2. 消費者金融의 變遷 및 現況

우리나라는 장기간에 걸친 성장위주의 정책 추진으로 인해 生産者 중심의 금융제도 및 대출관행이 형성되어 왔다. 특히 1960년대

초 이후부터 1980년대 초까지의 輸出優待金融制度와 1970년대 후반기의 重化學工業 육성을 위한 國民投資基金 확대 등은 소비자금융시장의 자생적인 발전기반을 크게 저해시켰을 것으로 판단된다.

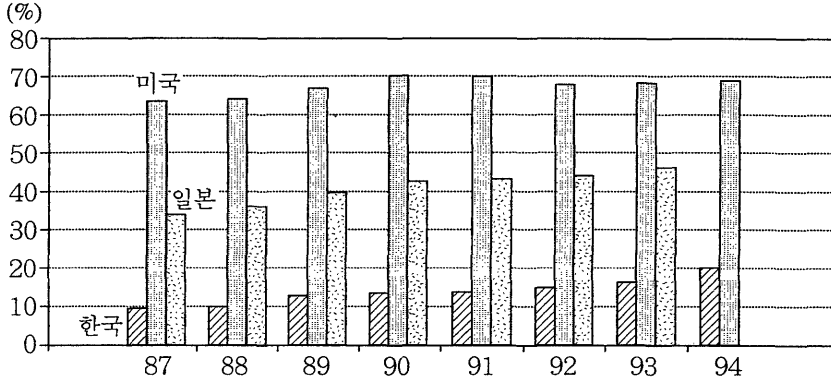
1980년대에 들어서는 輸出金融 축소 및 銀行의 신용카드 발급²⁾ 등 金融自律化가 일부 진전되기 시작하였다. 특히 1980년대 중반 이후에는 지속적인 경제성장으로 個人的 債務償還能力 향상과 耐久財 등 高價品에 대한 소비수요가 증대하는 가운데 經常收支黑字 시현 및 經濟民主化 등으로 소비자의 역할에 대한 정책당국의 인식이 달라지면서 소비자금융에 대한 규제가 제한된 폭이나마 緩和되었다. 그러나 물가불안 또는 경기과열의 조짐이 있을 때마다 소비자금융이 정책적으로 억제되어 왔을 뿐만 아니라 금융기관에 대한 中小製造業體 義務貸出制가 확대 운용되어 왔기 때문에 생산자위주의 금융지원정책은 60년대와 70년대에 비해서는 약화되기는 하였으나 여전히 지속되고 있는 실정이다.³⁾

1994년 현재 경상GDP에서 차지하는 은행·비은행금융기관의 家計貸出(주택금융 포함)비중은 20%로서 1987년(9.7%)에 비해 약 2배 증가한 수준을 보이고 있다. 이와 같이 가계대출비중의 급격한 상승에도 불구하고 美國(94년: 68%)과 日本(92년: 43%) 등 선진국에 비해서는 상당히 낮은 수준에 머물고 있다. 더구나 우리나라의 가계대출자료는, 주택대출 또는 할부금융 등 순수 소비자에 대

2) 국내 최초의 신용카드는 1969년에 新世界百貨店에 의해 도입되었는데, 신용카드의 발급이 활성화되기 시작한 것은 銀行이 신용카드업무를 개시한 80년대 초를 전후한 시기(1978년 한국외환은행의 비자카드, 1980년 국민은행의 국민카드, 1982년 은행신용카드협회의 비씨카드)라 할 수 있다(大宇經濟研究所[1992], pp. 4~5).

3) 정책당국은 1980년대초 이후 중소기업에 대한 금융지원 확대를 위해 시중은행과 지방은행에 대한 中小企業義務貸出比率를 상향조정해 왔으며, 투자금융·종합금융·보험·리스회사 등 第2金融圈 금융기관과 外國銀行 支店에 대해서도 동 제도를 적용해 왔다. 우리나라의 생산자에 대한 선별금융정책의 변천에 대한 상세한 내용은 Cho and Kim(1995)과 金俊經(1993) 참조.

[圖 2] 經常GDP 대비 金融機關 家計貸出 比重的 韓·美·日 비교



資料 : Federal Reserve Bulletin, 각년도.

日本銀行, 『經濟統計年報』, 각년도.

日本クレジット産業協會, 『日本の消費者信用統計』, 95年版.

韓國銀行, 『조사통계월보』, 각호.

한 대출만을 집계하는 미국 및 일본과는 달리 중소기업 경영자 및 자영업자 등 零細生産者에 대한 개인대출도 포함되어 있기 때문에 순수 소비자대출의 비중은 통계상의 수치보다 훨씬 더 낮을 수 있다는 점에 유의해야 한다. 이러한 통계상의 특성을 감안하면 우리나라의 소비자금융은 아직도 선진국에 비해 크게 落後되어 있다고 보아야 할 것이다.

<表 2>에서 제시된 바와 같이 1994년말 현재 우리나라 제도권 금융기관의 家計貸出 총액(신용카드회사 포함)은 약 107조원 규모로서 총여신의 28.5%를 점하고 있다. 金融機關別로는 銀行이 51조원(가계대출 총액의 48%)으로 가장 많고 다음이 생명보험회사의 13조원, 신용카드회사 10조원 등의 순으로 나타나고 있다. 총대출에 대한 소비자금융비율을 보면 庶民金融에 특화하고 있는 새마을금고, 신용협동조합, 체신예금, 체신보험 등이 전액 가계대출로 운용하고 있고, 신용카드회사 99%, 상호신용금고 50%, 생명보험회사

〈表 2〉 金融機關別 家計貸出 取扱 現況

(단위 : 십억원)

	1993년말			1994년말		
	計	企業資金	家計資金	計	企業資金	家計資金
金融機關 總與信	300,100 (100.0)	226,717 (75.5)	73,383 (24.5)	368,237 (100.0)	270,539 (73.5)	97,698 (26.5)
銀行	196,879 (100.0)	160,060 (81.3)	36,819 (18.7)	246,075 (100.0)	194,704 (79.1)	51,371 (20.9)
非銀行金融機關	103,221 (100.0)	66,657 (64.6)	36,564 (35.4)	122,162 (100.0)	75,835 (62.1)	46,327 (37.9)
투자금융	12,558	12,558	0	14,142	14,142	0
종합금융	3,159	3,159	0	6,053	6,053	0
증권금융	4,999	4,999	0	4,056	4,056	0
상호신용금고	18,488	12,331	6,157	23,023	15,356	7,667
신협	5,909	0	5,909	7,447	0	7,447
채신예금	49	0	49	46	0	46
새마을금고	8,595	0	8,595	9,900	0	9,900
생명보험	24,686	15,355	9,331	28,706	15,731	12,975
채신보험	309	0	309	565	0	565
투자신탁	3,355	3,355	0	2,097	2,097	0
상호금융	21,114	14,900	6,214	26,127	18,400	7,727
信用卡드會社	6,954 (100.0)	142 (2.0)	6,812 (98.0)	10,024 (100.0)	87 (0.9)	9,937 (99.1)
合計	307,054 (100.0)	226,859 (73.9)	80,195 (26.1)	378,261 (100.0)	270,626 (71.5)	107,635 (28.5)

資料 : 韓國銀行.

45%, 상호금융 30%, 은행 21% 등의 순으로 나타난다.⁴⁾

한편 國民銀行의 『家計金融利用實態調査』에 의하면 소비자들의 私金融依存度가 1980년에는 무려 80%에 달하였으나, 그후 은행의

4) 전술한 바와 같이 〈表 2〉의 가계자금은 零細事業者에 대한 대출도 상당부분 포함되어 있어 순수 소비자대출금의 수치보다 過大計上된 것이다. 예를 들어 信用協同組合·새마을金庫의 대출금의 경우 〈表 2〉에서는 전액 가계자금으로 추계되었으나, 해당협회의 내부자료에 의하면 순수 소비자신용은 40~45%에 불과한 것으로 나타나고 있다.

가계대출 확대 등의 영향으로 지속적으로 감소하여 1993년 현재에는 27%를 점유하고 있다⁵⁾(表 3 참조). 日本은 우리나라와는 달리 非銀行金融機關이 소비자신용의 주된 공급원으로 기능해 왔으며, 사금융에 대한 의존도도 결코 낮은 수준은 아니나 사금융의 대부분이 會社內貸出로 구성되어 있다는 점에서 우리와는 성격상 상당한 차이가 있다. 한편 1993년 현재 우리나라 가계의 사금융의존도를 職業別로 보면 자유직업자(37%), 일용근로자(32%), 자영업자(30%) 계층 등의 순으로 나타나 소득의 흐름이 상대적으로 불규칙한 계층이 사금융에 더 많이 의존하고 있음을 알 수 있다(表 4 참조).

이와 같이 소비자가계가 私金融에 크게 의존하고 있는 것은 소비자금융에 대한 규제 외에도 제도권 금융기관의 過多한 擔保要求 및 신용대출기피 관행에도 기인하는 것으로 판단된다. 소비자가계의 차입시 擔保條件을 보면(表 5 참조) 은행의 경우 개인의 신용도에 입각한 차입비중이 점차 증가해 왔으나, 1993년 현재 은행 전체 차입금 중 擔保비중은 69%로서 여전히 높은 수준을 보이고 있으며 비은행금융기관(54%), 특히 사채(12%)에 비해서는 매우 높은 실정이다.

〈表 6〉은 우리나라의 소비자신용이 주로 住宅관련자금으로 사용되어 왔음을 보여주고 있다. 1993년 현재 전체 소비자신용 중 주택관련자금비중이 67%로서 압도적으로 높고, 이어서 재산증식투자(12.7%)의 순으로 나타난다. 특히 銀行 가계대출의 주택자금비중은 76%로 매우 높은 수준을 보이고 있다.

5) 〈表 2〉의 비은행금융기관(신용카드회사 포함)의 소비자신용점유율(93년말 54.0%)은 〈表 3〉의 소비자입장에서의 비은행금융기관에 의한 차입비중(93년 중 19.3%)과 큰 차이를 보이고 있는데, 이 또한 이미 지적한 바와 같이 〈表 2〉의 비은행금융기관의 가계대출금 중에 零細事業者에 대한 대출이 상당부분 포함되어 있기 때문인 것으로 판단된다.

〈表 3〉 消費者信用의 資金調達處別 利用度 韓・日 比較

(단위: %)

	銀行		非銀行金融機關		私債		기타	
	韓國	日本	韓國	日本	韓國	日本 ¹⁾	韓國	日本
1980	14.2	28.8	5.2	52.5	80.3	18.7(13.7)	0.3	-
1985	39.7	26.2	10.7	54.7	49.0	19.1(14.0)	0.6	-
1990	51.3	32.8	16.5	54.3	30.0	12.9 (9.6)	2.2	-
1993	52.6	-	19.3	-	27.0	-	1.1	-

註: 1) () 안은 會社內貸出 비중.

資料: 國民銀行, 『家計金融利用實態調査』, 各년도.

日本 總務廳, 『貯蓄動向調査報告』, 1990.

〈表 4〉 職業別 消費者信用의 資金調達處別 利用度(1993)

(단위: %)

	銀行	非銀行金融機關	私債	기타	計
보증생활자	58.2	15.9	24.3	1.6	100
일용근로자	35.7	31.0	32.4	0.9	100
자유직업자	41.1	22.2	36.7	0.0	100
자영업자	47.0	22.5	29.8	0.7	100
기타	85.8	6.5	7.7	0.0	100
전체	52.6	19.3	27.0	1.1	100

資料: 國民銀行, 『家計金融利用實態調査』, 1994.

〈表 5〉 家計 借入時 擔保比重

(단위: %)

	銀行		非銀行金融機關		私債	
	擔保	信用	擔保	信用	擔保	信用
1980	87	13	64	36	13	87
1985	86	14	61	39	11	89
1990	68	32	59	41	11	89
1993	69	31	54	46	12	88

資料: 國民銀行, 『家計金融利用實態調査』, 各년도.

〈表 6〉 資金調達處別 消費者信用의 使用用途(1993)

(단위 : %)

	全體	銀行	非銀行金融機關	私債
주택관련	67.0	76.3	56.6	49.9
재산증식투자	12.7	10.8	19.1	11.4
내구재구입	2.8	1.7	2.1	7.1
교육비	2.4	1.1	3.8	4.9
의료비	1.5	1.0	3.1	1.4
관혼상제비	4.8	4.7	5.2	4.5
부채상환	5.1	3.2	7.9	7.8
생계비	2.6	1.1	1.8	8.5
기타	1.0	0.1	0.4	4.5

資料 : 國民銀行, 『家計金融利用實態調査』, 各년도.

〈表 7〉 割賦金融 利用方法

(단위 : %)

	信用卡에 의한 할부		製造業體 · 販賣店 자체 할부	金融機關 제휴에 의한 할부	契에 의한 할부
	은행계	비은행계			
1991	50.5	6.8	38.6	3.7	0.4
1992	50.6	10.1	36.2	2.8	0.3
1993	46.7	11.0	40.9	2.8	0.1

資料 : 國民銀行, 『家計金融利用實態調査』, 各년도.

한편 도시가구의 割賦金融 이용방법을 보면, 1993년 현재 「銀行系 신용카드에 의한 할부」가 할부금융 총이용액의 47%로 가장 높은 비중을 차지하고 있고, 이어서 「製造業體 또는 販賣店에 의한 自體 割賦」가 41%로 나타나고 있다. 향후 제도권 금융기관에 의한 할부금융이 활성화될 것임에 따라 後者의 비중이 상당수준 축소될 것으로 보인다.

Ⅲ. 流動性制約下的 消費支出 決定模型

本章에서는 流動性制約하의 消費決定에 대한 동태적 最適化模型을 제시한다. 먼저 Mankiw(1982)의 소비결정모형을 소개한 후, 동 모형을 擴張하여 금융규제 등으로 인해 流動性制約이 초래되는 경제하에서의 가계의 소비지출행태를 분석한다.

Hall(1978)은 合理的 期待(rational expectation)와 恒常所得假說-生涯週期假說이 통합된 모형하에서 생애효용극대화의 1階條件인 Euler 방정식을 통해 소비의 任意歩行的 假說(random walk hypothesis)을 도출하였다. 즉 금융시장이 완전하고 이자율이 일정하다면 今期의 소비는 단지 바로 前期의 소비에만 의존할 뿐, 다른 어떤 변수도 영향을 줄 수 없어 현재의 소비가 미래의 소비 예측에 가장 좋은 척도가 된다는 것이다.⁶⁾

Mankiw(1982)는 비내구재 소비지출에 국한된 Hall의 모형을 耐久財消費로 확장하여 항상소득가설이 성립하는 경우 내구재 소비지출이 ARMA(1,1) process를 따름을 보였다. 이는 내구재와 비내구재의 특성을 고려하면 쉽게 이해할 수 있다. 내구재는 비내구재와는 달리 購買時點과 消費時點이 일치하지 않는 특성을 지니고 있

6) 그러나 Hall의 가설은 실증적으로 지지되지 않고 있다. Hall에 의하면 소비가 단지 前期의 소비에 의해서만 설명되어야 하는데, 실제로는 전기의 소비외에도 現在所得 등 여타 변수들이 소비지출의 설명변수로서 有意하다는 연구가 여러 학자에 의해서 검증되고 있다. Flavin(1981), Hayashi(1985), Zeldes(1989) 등은 Hall의 임의보행적 가설의 기각이 流動性制約에 기인하는 것으로 설명하고 있다. 금융시장이 완전하다면 소비자들은 소득의 흐름이 불규칙하더라도 저축과 차입에 의한 재화의 期間間(intertemporal) 去來를 통해 소비를 항상소득에 의존하여 일정 수준으로 유지할 수 있다. 그러나 금융시장이 불완전하여 소비자들이 流動性制約에 직면하고 있는 경우에는 현재의 소비가 현재소득에 의해서도 예민하게 영향을 받을 수 있다는 것이다.

다. 즉 내구재는 한번 구매하면 소비하는 즉시 없어지는 것이 아니고 일정기간 소비가 가능한 재화이다. 따라서 내구재 소비지출은 현재의 구매의사결정뿐만 아니라 과거의 구매의사결정에 의해서도 영향을 받게 되는 것이다.

Mankiw의 모형을 정리하면 다음과 같다. t 기의 代表的(representative) 소비자가 合理的 期待하에 현재가치화된 생애기대효용, 즉 式 (1)을 극대화한다고 가정한다.

$$\text{Max } E_t \sum_{s=0}^{\infty} (1+\rho)^{-s} U(D_{t+s}) \quad (1)$$

$$\text{subject to } A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t) \quad (2)$$

$$C_t = D_t - (1-\delta) D_{t-1} \quad (3)$$

여기에서 D_t 는 t 기말의 耐久財「스톡」, C_t 는 t 기의 내구재 소비지출, Y_t 는 t 기의 可處分勤勞所得, A_t 는 t 기 초기의 資産, ρ 는 할인율, r 은 실질이자율, δ 는 내구재의 減價償却率을 지칭한다. 효용함수 $U(\cdot)$ 은 強오목(strictly concave)하고 2차미분이 가능한(twice differentiable) 함수형태를 갖는다고 가정한다.

式 (2)는 소비자가 직면하는 동태적 豫算制約式으로서 t 기의 근로소득과 이자소득으로 내구소비재를 지출하고 난 나머지를 저축하고 이는 $t+1$ 기의 자산에 더해진다. 현재소득과 소비의 상대적 크기에 따라 貸借去來(lending and borrowing)가 자유롭게 이루어지는 完全한 金融市場을 가정한다. 式 (3)은 내구재 소비지출의 「스톡」 조정과정(stock adjustment process)을 보여주고 있다.

소비자의 기대효용 극대화문제의 내구재「스톡」에 대한 1階條件을 정리하면 다음과 같은 Euler 방정식을 얻게 된다.

$$E_t U'(D_{t+1}) = \left(\frac{1+\rho}{1+r}\right) U'(D_t) \quad (4)$$

式 (4)는 현재 내구재「스톡」의 限界效用만이 미래 내구재「스톡」

의 기대한계효용을 설명하고 있어 t 기의 所得 등 여타변수는 현재의 내구재「스톡」이 갖고 있는 情報 이상을 갖지 못하고 있음을 의미한다.

효용함수가 내구재「스톡」에 대해 2次函數의 형태를 갖는다고 가정하면 최적 내구재「스톡」은 다음과 같은 선형방정식으로 표현된다.

$$D_{t+1} = a_0 + a_1 D_t + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

여기에서 $a_1 = \frac{1+\rho}{1+r}$, ε_{t+1} 은 白色誤差項(white noise)이다.

式 (3)과 式 (5)에 의해 소비자의 $t+1$ 기의 최적 내구재 소비지출 C_{t+1} 은 式 (6)과 같은 ARMA(1,1) process를 따르게 된다.

$$C_{t+1} = \delta a_0 + a_1 C_t + \varepsilon_{t+1} - (1-\delta)\varepsilon_t \quad (6)$$

내구재 소비지출 결정변수에 減價償却率(δ)의 함수인 移動平均項이 포함되는 것은 전술한 바와 같이 내구재는 비내구재와는 달리 일정기간 서비스를 제공할 수 있음에 따라 前期 이전의 구매의사결정까지도 소비행동에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 감가상각률의 크기가 클수록 이동평균항에 의한 미래의 소비예측력은 저하되며, 만약 $\delta = 1$ (즉, 非耐久財)이고 $a_1 = 1$ (즉, $\rho = r$)인 경우의 소비지출은 현재의 소비가 전기의 소비에 의해서만 영향을 받는 Hall(1978)의 임의보행적 process를 따르게 된다.

이상의 Mankiw(1982) 모형은 Hall(1978)과 마찬가지로 完備한 金融市場을 가정하고 있어 현재의 소득이 일시적으로 낮다 하더라도 미래의 소득을 담보로 한 차입을 통하여 일정 수준의 현재 소비를 유지할 수 있다. 그러나 현실적으로 미래소득의 변화는 현재시점에서 볼 때 不確實하기 때문에 미래소득의 변화를 현재소비로 이전하는 데에는 流動性制約 등 많은 제약이 따르게 마련이다. 특히

우리나라는 전술한 바와 같이 소비자금융시장이 제도적으로나 신용평가 측면에서나 크게 낙후되어 있기 때문에 Mankiw의 모형을 직접 적용하여 소비행태를 분석하는 데에는 한계가 있다. 따라서 이하에서는 Mankiw 모형에서의 가정들을 완화하여 불완전한 소비자금융시장하에서 소비자들이 처해 있는 유동성제약현상을 명시적으로 분석할 수 있는 모형을 제시해 본다.

유동성제약을 이론적 모형에 도입하기 위하여 경제내에 두 부류의 소비자가 공존한다고 상정한다. 한 부류는 流動性制約에 처해 있어 의도한 대로 소비를 원하는 수준으로 유지할 수 없어 每期의 소득을 전액 소비하는 계층(A type 소비자)이다. 또 다른 부류는 장기적인 항상소득을 고려하여 소비지출을 결정하는, 바꾸어 말하면 恒常所得假說을 좇는 계층(B type 소비자)이다.⁷⁾ 즉 A type의 소비자계층은 유동성제약으로 인해 미래소득을 담보로 한 차입이 어려워 소비가 現在所得에 의해서만 영향을 받으며, B type 소비자계층은 대차거래를 아무런 제약 없이 행할 수 있음에 따라 매기의 소비를 恒常所得 혹은 생애소득에 의거하여 결정한다.

전체 인구에서 차지하는 A type와 B type 소비자비중을 λ , $1-\lambda$, 각 소비자계층의 所得과 耐久財消費支出을 Y_t^A 와 Y_t^B , C_t^A 와 C_t^B 로 각각 표기하자. 경제내의 총소득 Y_t 는 $Y_t^A + Y_t^B (= \lambda Y_t + (1-\lambda) Y_t)$ 로 표현된다.

A type 소비자들은 현재소득을 전액 소비하므로 $C_t^A = Y_t^A$ 이 되고, 이를 1次差分하면 $\Delta C_t^A = \Delta Y_t^A = \lambda \Delta Y_t$ 가 된다. B type 소비자들은 항상소득가설을 따르므로, 이들의 소비지출을 1차차분하면 $a_1 = 1$ (즉, $\rho = r$)인 경우에 式 (7)이 구해진다.

7) 이와 같이 소비자계층을 두 계층으로 구분하는 모형설정은 Campbell and Mankiw(1992)를 참조하였다. 본 모형은 非耐久財 소비지출(즉, $\phi=1$)에 국한한 Campbell and Mankiw의 모형을 耐久財 消費支出 모형으로 확장한 것이다.

$$\Delta C_t^B = (1 - \lambda)(\delta a_0 + \varepsilon_t - (1 - \delta)\varepsilon_{t-1}) \quad (7)$$

최종적으로 경제내의 총소비지출의 변화는 식 (8)과 같은 回歸方程式으로 표현된다.

$$\begin{aligned} \Delta C_t &= \Delta C_t^A + \Delta C_t^B \\ &= \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda)(\delta a_0 + \varepsilon_t - (1 - \delta)\varepsilon_{t-1}) \end{aligned} \quad (8)$$

IV. 韓國·日本·美國의 流動性制約度 實證分析

이하에서는 제Ⅲ장에서 도출된 식 (8)과 分期別 資料를 이용하여 韓國, 日本, 美國의 各계들이 消費支出을 最適化하는 과정에서 어느 정도 流動性制約하에 처해 있는가(즉, λ 의 크기)를 직접 측정·比較해 본다.

韓國은 個人可處分所得에 대한 分期別 資料가 존재하지 않아 韓國銀行의 『國民計定』상의 經商GDP에서 內國稅를 차감한 수치를 대응변수로 사용하였으며, 日本은 日本銀行調查統計局의 『經濟統計年報』의 國民可處分所得을 사용하였다. 한국과 일본은 모두 耐久財와 準耐久財를 구분하여 집계하고 있는 관계로 이들 두개 항목을 더한 수치를 耐久財消費 資料로 이용하였다. 美國은 Citibase의 계절조정된 實質個人可處分所得과 내구재와 비내구재 소비지출을 이용하였다. 모든 변수는 自然 log를 취하였고 GDP 디플레이터를 이용하여 實質化하였으며, 한국과 일본의 변수들은 X-11방법으로 季節調整하였다. 標本期間은 各국 모두 資料가 可用한 기간으로 설정하였다(韓國：73. 1/4~94. 4/4, 日本：70. 1/4~93. 4/4, 美國：47. 1/4~94. 4/4).

〈表 8〉은 韓國의 消費支出의 추정결과를 보여주고 있다. 먼저 통상적인 最小自乘推定(OLS)을 이용한 耐久財消費支出 추정결과를 보면 λ 의 값은 0.41로서 귀무가설($\lambda = 0$)을 높은 유의수준으로 기각하고 있으며, DW 통계량도 2.2로서 自己相關(serial correlation)이 거의 없는 것으로 나타난다. 다음은 내구재의 특성을 감안하여 移動平均項(MA(1))을 추가하여 추정해 보았는데, λ 의 값은 0.44로 추정되었으며 이동평균항 계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 추정모형의 설명변수인 가처분소득이 통상 內生性이 크다는 점을 감안하여 2段階 最小自乘推定(two stage least square: 2SLS)방식을 시도하였는데, λ 값은 MA(1)계수

〈表 8〉 韓國의 消費支出 推定

	耐久財				非耐久財		總民間消費	
	OLS	2SLS ¹⁾	MA(1)	MA(1) / 2SLS ²⁾	OLS	2SLS ³⁾	OLS	2SLS ⁴⁾
상수	0.02 (3.9)	0.01 (1.8)	0.02 (3.7)	0.01 (1.6)	0.01 (6.6)	0.01 (4.4)	0.01 (7.9)	0.01 (4.6)
λ	0.41 (3.0)	0.58 (1.9)	0.44 (3.2)	0.64 (2.0)	0.20 (3.3)	0.25 (2.1)	0.24 (4.3)	0.28 (2.2)
MA(1)			-0.12 (-1.1)	-0.17 (-1.4)				
R^2	0.10	0.09	0.11	0.11	0.11	0.18	0.18	0.25
DW	2.2	2.3	2.0	2.0	2.7	2.5	2.6	2.4

註 : 1) 道具變數(instrumental variable) : 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 내구재소비지출, 과거 2분기부터 4분기까지의 1차차분 가처분소득, 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 實質地價, 誤差修正項(error correction term).

2) 道具變數 : 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 내구재소비지출, 과거 2분기부터 5분기까지의 1차차분 가처분소득, 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 實質地價, 誤差修正項.

3) 道具變數 : 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 비내구재소비지출, 과거 2분기부터 4분기까지의 1차차분 가처분소득, 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 實質地價, 誤差修正項.

4) 道具變數 : 과거 1분기부터 4분기까지의 총민간소비지출과 과거 2분기부터 3분기까지의 1차차분 가처분소득, 과거 1분기부터 4분기까지의 1차차분 實質地價.

가 없는 경우 0.58, MA(1)계수를 추가한 경우 0.64로 각각 추정되어 OLS 및 MA(1) 추정결과들에 비해 크게 나타났다. 非耐久財消費支出(즉, $\delta=1$)의 경우에는 λ 의 값이 0.20(OLS)~0.25(2SLS)로서 통계적으로 유의한 결과를 얻었다.⁸⁾ 한편 내구재와 비내구재를 모두 포함하는 總民間消費의 추정에서는 λ 의 값이 0.24(OLS)~0.28(2SLS)로 나타났는데, 특히 2SLS 추정의 경우 R^2 값이 0.25로 높게 나타났다.

日本の 소비지출 추정결과는 <表 9>에 정리하였다. 먼저 耐久財消費支出 추정결과를 보면 OLS의 경우 λ 의 값이 0.30로서 한국

<表 9> 日本의 消費支出 推定

	耐久財				非耐久財		總民間消費	
	OLS	2SLS ¹⁾	MA(1)	MA(1)/2SLS ²⁾	OLS	2SLS ³⁾	OLS	2SLS ⁴⁾
상수	0.01 (3.7)	0.01 (2.6)	0.01 (3.6)	0.01 (2.6)	0.01 (8.7)	0.01 (6.4)	0.01 (8.7)	0.01 (6.7)
λ	0.30 (2.3)	0.34 (1.4)	0.32 (2.4)	0.33 (1.3)	0.10 (1.9)	0.15 (1.7)	0.14 (2.6)	0.16 (1.9)
MA(1)			-0.09 (-0.9)	-0.09 (-0.7)				
R^2	0.27	0.28	0.28	0.28	0.35	0.40	0.43	0.46
DW	2.1	2.1	2.0	2.0	2.0	1.9	1.9	1.9

- 註：1) 道具變數：74년 1/4분기 더미변수, 과거 1분기부터 5분기까지의 1차차분 내구재소비지출, 과거 1분기부터 3분기까지의 1차차분 가치분소득, 誤差修正項.
 2) 道具變數：74년 1/4분기 더미변수, 과거 1분기부터 5분기까지의 1차차분 내구재소비지출 및 가치분소득, 誤差修正項.
 3) 道具變數：74년 1/4분기 더미변수, 과거 1분기부터 7분기까지의 1차차분 비내구재소비지출, 과거 1분기부터 5분기까지의 1차차분 가치분소득, 誤差修正項.
 4) 道具變數：74년 1/4분기 더미변수, 과거 2분기부터 7분기까지의 1차차분 총민간소비지출, 과거 1분기부터 6분기까지의 1차차분 가치분소득, 誤差修正項.

8) 車殷泳(1991)도 1988년 10월~1990년 12월까지의 韓國의 都市家計「패널」資料를 이용하여 현재의 勤勞所得이 미래의 非耐久財 소비지출에 강한 영향을 미치고 있음을 보였다.

(0.41)에 비해 낮게 추정되었으며, 통계적 유의도 5% 수준으로 유동성제약현상이 존재하는 것으로 나타났다. 2SLS에 의한 λ 의 값은 0.34로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 회귀식에 MA(1)도 포함시켜 보았는데, OLS와 2SLS 모두 통계적 유의도가 낮았다. 非耐久財($\delta=1$)인 경우에는 λ 의 값이 0.10(OLS)~0.15(2SLS)로서 韓國(0.20~0.25)의 약 절반수준에 불과한 것으로 추정되었다.

美國의 소비지출 추정결과를 보면 耐久財消費支出의 경우 OLS, 2SLS, MA(1) 모두 t 값이 낮아 귀무가설($\lambda = 0$)을 기각하지 못하고 있으며, R^2 값도 0.01~0.03으로 나타나 표본회귀선의 適合度(fitness of regression line)면에서도 문제가 있는 것으로 나타났다. 非耐久財인 경우에는 OLS와 2SLS 모두 λ 값이 0.17로 추정되었으며, 특히 OLS의 경우에는 통계적 유의도 1% 미만으로 귀무가설을 기각하였다.

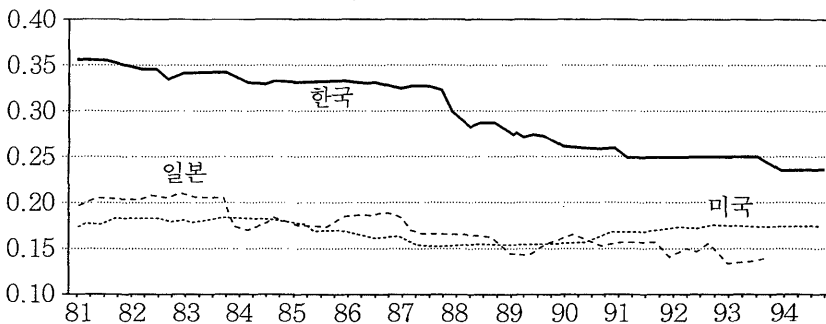
〈表 10〉 美國의 消費支出 推定

	耐久財				非耐久財		總民間消費	
	OLS	2SLS ¹⁾	MA(1)	MA(1) / 2SLS ²⁾	OLS	2SLS ³⁾	OLS	2SLS ⁴⁾
상수	0.01 (2.4)	0.01 (1.0)	0.01 (2.2)	0.01 (0.7)	0.01 (13.2)	0.01 (7.0)	0.01 (9.7)	0.01 (5.4)
λ	0.31 (1.1)	0.46 (0.6)	0.40 (1.5)	0.53 (0.5)	0.17 (4.9)	0.17 (1.7)	0.18 (3.5)	0.19 (1.5)
MA(1)			-0.11 (-1.5)	-0.12 (-1.6)				
R^2	0.01	0.01	0.02	0.03	0.11	0.15	0.06	0.08
DW	2.2	2.3	2.0	2.0	1.9	2.0	2.2	2.2

- 註 : 1) 道具變數 : 과거 3분기부터 4분기까지의 1차차분 내구재소비지출, 과거 2분기부터 5분기까지의 1차차분 가처분소득, 誤差修正項.
 2) 道具變數 : 과거 3분기의 1차차분 내구재소비지출, 과거 2분기부터 4분기까지의 1차차분 가처분소득, 誤差修正項.
 3) 道具變數 : 과거 3분기부터 6분기까지의 1차차분 가처분소득과 誤差修正項.
 4) 道具變數 : 과거 2분기부터 8분기까지의 총민간소비지출 및 1차차분 가처분소득.

끝으로 1980년대 이후 우리나라에서의 소비자금융에 대한 規制緩和 등 외생적 정책충격이 消費者 및 金融機關의 의사결정행위에 대해 동태적으로 어떠한 영향을 미쳤는가를 포착하기 위하여 循環最小自乘法(recursive least squares) 추정을 시도하였다. [圖 3]에서 보는 바와 같이 總民間消費支出에 대한 λ 의 時間變動値는 1981년 1/4분기의 0.35에서 완만한 하락세를 보이다가 1988년 상반기에 급격히 하락한 후 다시 완만하게 하락하여 94년 4/4분기 현재에는 0.24로 나타나고 있다. 이러한 시간변동패턴은 제Ⅲ장에서 기술한 우리나라의 소비자금융정책의 변천과 부합하는 결과를 할 수 있다. 특히 1988년을 전후하여 유동성제약도가 급격히 낮아진 것은 당시의 經常收支黑字 시현에 따른 貯蓄增大政策의 退潮와 경제민주화 등에 따른 消費者金融 規制緩和에 주로 기인된 현상으로 해석된다.⁹⁾ 그러나 현재 한국의 유동성제약도는 日本과 美國의 최근은 물론 1981년 초의 수준에 비해서도 상당히 높게 나타나고 있다.

[圖 3] 韓國・日本・美國의 流動性制約度(λ) 時間變動値 추이



9) 이러한 구조변화는 신용카드업의 급성장과 밀접하게 관련된 것으로 판단된다. 경상수지흑자 시현에 따른 소득수준의 급격한 향상으로 신용카드수요가 급증하는 가운데 1987년 「信用卡業法」 제정을 계기로 럭키금성 및 삼성그룹의 기존 카드사 인수 및 長期信用銀行의 신용카드업무 등이 허용됨에 따라 1987~90년 기간의 신용카드이용액은 연평균 73%의 고속성장을 기록하였다.

V. 要約 및 結論

본 연구에서는 가계의 소비지출에 대한 流動性制約效果에 대한 이론적·실증적 분석이 제시되었다. 본고의 분석결과를 要約하면 다음과 같다.

첫째, 韓國의 流動性制約度는 내구재소비지출의 경우에는 0.4~0.6인 반면, 비내구재소비지출은 0.2~0.3으로서 소비자들의 내구재 소비지출시 비내구재소비에 비해 流動性制約 問題에 더 시달리고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 한국의 소비자들은 日本 및 美國과 비교해 볼 때 상대적으로 더 심한 流動性制約하에 처해 있는 것으로 나타났다. 셋째, 1980년대에 들어서는 소비자금융시장에서의 유동성제약이 점차 緩和되어 온 것으로 나타났으나, 여전히 일본과 미국의 수준을 크게 上廻하고 있다. 이러한 현상은 일본과 미국의 경우에는 소비자금융시장이 일찍부터 발달되어 온 반면 우리나라는 아직까지도 생산자위주의 금융관행 등으로 消費者金融市場이 落後되어 있음을 의미한다.

이상의 분석결과를 종합하면 다음과 같은 示唆點을 얻을 수 있다. 첫째, 앞으로 金融市場 開放이 진전되는 가운데 할부금융제도 도입 등 소비자금융 규제 완화가 본격화되면 流動性制約이 완화되어 가계의 借入과 貯蓄을 통한 소비의 平탄화(smoothing)가 가능해짐에 따라 소비자의 厚生이 증대될 수 있다는 점이다.

둘째, 유동성제약이 완화될수록 단기적인 소득변화가 소비에 미치는 영향이 작아짐에 따라 景氣變動의 진폭이 축소될 수 있다는 점이다.

셋째, 과거 우리나라의 소비자금융이 선진국에 비해 크게 낙후되

어 있는 점을 고려할 때 소비자금융의 활성화는 기존의 유동성제약 하에 처해 있었던 가계들의 소비를 촉진시켜 단기적으로는 경제 전체의貯蓄率 하락요인으로 작용할 가능성도 있다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 金俊經, 「政策金融의 財源造成 改善方案」, 『國家豫算과 政策目標』, 한국개발연구원, 1993.
- 大宇經濟研究所, 『韓國의 販賣信用 現況과 販賣信用 專擔金融會社의 導入方案』, 1992.
- 車殷泳, 「韓國都市家計의 消費支出 推定과 分析」, 制度·政策研究資料 9120, 국민경제제도연구원, 1991.
- Campbell, J. and G. Mankiw, “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass., 1989.
- Cho, Yoon Je and Joon-Kyung Kim, “Credit Policies and the Industrialization of Korea,” World Bank Discussion Papers 286, The World Bank, 1995.
- Flavin, M., “The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income,” *Journal of Political Economy*, Vol. 89, October 1981, pp. 974~1009.
- Hall, R., “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” *Jour-*

nal of Political Economy, Vol. 86, October 1978, pp. 971~987.

Hayashi, F., "Tests for Liquidity Constraints: A Critical Survey," NBER Working Paper 1720, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass., 1985.

Japelli, T. and M. Pagano, "Consumption and Capital Market Imperfection: An International Comparison," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 5, 1989, pp. 1088~1105.

Mankiw, G., "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, November 1982, pp. 417~426.

Ostry, J. and J. Levy, "Household Saving in France: Stochastic Income and Financial Deregulation," IMF Working Paper, WP /94 /136, 1994.

Zeldes, S., "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 1989, pp. 305~335.

論 評

金 慶 洙

(成均館大 經濟學科 教授)

본 논문은 韓國・日本・美國 3개국의 소비자의 유동성제약에 관한 실증분석과 함께 소비지출 및 소비자금융에 대한 현황과 이를 근거로 하여 소비자금융이 도입될 때 예상되는 저축의 감소 등 정책적 함의를 논의하고 있다.

우선 필자는 유동성제약을 동반한 韓國・日本・美國 가계의 消費支出의 동태적 결정요인을 추정하고, 표본기간중 한국의 유동성 제약의 정도가 일관되게 높게 나타남을 밝히고 있다. 이와 같은 추정결과를 바탕으로 유동성제약이 소비자에게 채무용량에 대한 제약을 가함으로써 소비를 억제하고 저축률을 높이는 요인이 되며, 따라서 소비자의 채무용량을 확대하는 消費者金融에 대한 규제완화는 유동성제약을 완화하여 消費支出을 늘리고 貯蓄을 감소시키는 결과를 초래할 것이라는 논지를 피력하고 있다.

이상 필자의 연구는 최근 활발히 논의되기 시작한 韓國 등 新興開發途上國(NICs)이 성취한 高成長의 배경에 대한 究明 노력을 金融部門에서 찾고자 하는 중요한 출발점이라는 의미가 있다. 또한 현재 소비자금융 등 경제발전에 따른 금융수요를 制度金融圈에서 수용하고자 하는 일련의 움직임에 정책적 판단의 근거를 제시하고 있다는 점에서 기여하는 바가 크다고 판단된다.

단지 이 연구논문은 유동성제약을 검증하는 기존의 문헌이 그러하듯이 유동성제약이 소비에 정확히 어떤 효과를 가지는가를 명확히 제시·설득하고 있지는 못하되, 이는 향후에도 지속적으로 연

구되어야 할 장기과제라 할 것이다. 구체적으로 살펴보면, 단지 오늘의 소득을 소비하는 유동성제약에 대한 Hall & Mishkin(1982)의 가정이 借入制約을 시사하는 유용한 가정임에는 틀림없으나 과연 채무제약에 직면한 소비자들을 제대로 모형화한 것인가 하는 일반적인 문제가 있다. 예를 들면, 借入制約에 직면한 소비자들이 貯蓄制約에도 직면해 있다고는 볼 수 없으며, 따라서 이 유형의 소비자들은 金融 및 實物資產을 보유하려는 경향이 나타날 것으로 기대된다. 따라서 이를 적절히 모형화할 필요가 있으며 Euler 조건만으로는 부족할 것이다. 더욱이 借入制約을 받고 있는 소비자들이 언제나 Euler 조건을 충족시키지 않는다고 볼 수는 없다. 소비자들은 차입제약이 없을 때 보다 저축을 더 많이 할 것으로 기대되기 때문이며 필자에 따르면 바로 이 점이 보다 높은 저축요인을 제공하는 것이다.

또한 필자가 지적하였듯이 豫備的 動機가 저축을 높이는 중요한 요인으로 부각되기 위해서는 이를 적절히 모형화할 필요가 있다. 예비적 동기에 의한 저축과 유동성제약을 같은 범주로 볼 수는 없다. 예를 들면, 차입이 없을지라도 불확실한 장래에 대한 保險의 수단으로서 저축을 늘릴 수 있으며 이때 그 소비자는 비록 Euler 조건을 만족하였을지라도 차입제약에 직면한 것처럼 보일 수 있는 것이다. 기술적인 면이긴 하지만 필자가 지적한 예비적 동기에 의한 저축의 증가요인은 限界效用이 선형일 때는 certainty equivalent 하기 때문에 2차효용함수에서는 나타날 수 없다는 문제가 있다.

덧붙인다면 유동성제약을 받고 있는 소비자의 비율을 표시하는 λ 는 본 논문에서 제기하고 있는 消費者金融에의 접근 가능성뿐 아니라 時間에 대한 選好關係, 오늘을 포함한 現在所得의 스펙트럼 등에 의해서도 영향받고 있기 때문에 소비자금융에 관한 구체적 정책함의를 끌어내기 위한 향후 연구에는 Mankiw류의 모형만으로는

부족하다고 생각된다. 그러나 Deaton(1992)도 지적하였듯이 예비적 동기와 유동성제약을 과연 어떻게 분리할 것인가 하는 문제는 지극히 어려운 과제로 보이며, 특히 거시자료만으로도 가능할지에 대해서는 회의적이지 않을 수 없다.

본 논평자의 견해로는 위에서 지적한 문제를 제외하면 일반균형론적 접근에서 유동성제약이 과연 저축률을 높일 것인지의 여부에 대한 회의적인 시각에 대해서 크게 문제삼을 것은 아니라고 보며, first order approximation으로서 타당성 있는 주장이라고 생각된다. 그러나 이미 지적한 바와 같이 이 주제는 앞으로 새로운 방법론으로 연구되어야 할 중요한 의제라고 생각된다.

한편 소비자금융을 허용할 때 저축이 얼마나 감소할 것인지에 관하여 대략적인 數値를 제시할 수 있다면 정책입안자에게 유용할 것으로 보인다. 私金融 규모, 사금융 중 소비자금융의 규모, 私金利 등 기존의 가용한 통계자료를 이용하여 소비자금융을 허용할 때 기대되는 소비지출의 증가, 驅逐效果 등의 Krugman식의 추측이 가능할 것으로 보인다. 물론 이 경우에도 뇌동행태, 소비자금융의 도입으로 인한 새로운 시장의 창출 가능성 등이 감안되어야 할 사항일 것이다.

결론적으로 金俊經 박사의 논문은 소비자금융의 제도도입과 관련하여 중요하고 의미있는 첫번째 연구정책자료라 판단된다.

〈參 考 文 獻〉

Deaton, Angus, *Understanding Consumption*, Claredon Press, Oxford, 1992.

Hall, Robert E. and Frederic S. Mishikin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates

from Panel Data on Households,” *Econometrica*, 50, 1982, pp. 461~481.

全 聖 寅

(弘益大 經濟學科 教授)

이 논문은 耐久財(durables)와 非耐久財(nondurables)를 포함한 가계의 消費支出이 어떤 요인에 의해 결정되는가를 분석한 논문이다. 특히 流動性制約(liquidity constraint)이 가계의 소비지출에 얼마나 중요한 영향을 미쳤는가를 분석한 점이 이 논문의 두드러진 貢獻이다.

이 논문의 공헌을 좀더 자세히 살펴보면 다음과 같이 몇가지로 요약해 볼 수 있다. 첫째, 이 논문은 내구재를 고려한 소비지출에 대해 유동성제약의 효과를 測定한 보기 드문 논문이다. 耐久財가 존재할 경우 소비지출이 어떠한 행태를 보이는가는 이미 Mankiw (1982)에 의해 검토된 바 있다. 또한 Campbell and Mankiw (1989)는 유동성제약의 효과를 非耐久財의 경우에 대해 실증분석한 바 있다. 그러나 이 논문은 위의 두 논문의 결과를 종합하여 내구재와 비내구재를 동시에 고려하여 유동성제약의 효과를 실증분석했다는 점이 독특하다.

둘째, 이 논문의 제Ⅱ장 제2절에는 우리나라의 消費者信用에 대한 귀중한 자료가 정리되어 있다. 특히 非通貨 金融機關의 家計資金 統計에는 영세사업자에 대한 대출이 포함되어 있어서 해석에 유의할 필요가 있다는 저자의 지적은 매우 적절한 것이다.

셋째, 이 논문은 우리나라에서 유동성제약의 완화가 가계의 소비 행태를 변화시켰다는 점을 質的으로(qualitatively) 입증했을 뿐만 아니라, 그 轉換點을 상당히 정확하게 밝혀내었다. 이는 본문의 [圖

3]에 잘 나타나 있다. [圖 3]을 보면 우리나라의 경우 유동성제약의 정도는 1988년을 전후하여 큰 폭으로 완화된 것으로 추정되어 있다. 이는 이 시기가 3低好況의 절정기여서 정부의 신용에 대한 統制가 비교적 큰 폭으로 緩和된 시기였다는 경험적 관측과 잘 부합하고 있다.

모든 논문이 그러하듯이 이 논문 역시 빛나는 공헌과 더불어 몇 가지 改善이 요구되는 측면을 동시에 지니고 있다. 다음에는 개선점에 관하여 살펴보기로 한다. 첫째, 이 논문에는 경제성장이나 인구구조의 변화 등과 같이 소비의 장기적 추세에 영향을 미치는 요인과, 소비자금융의 변화와 같은 단기적 제도변화의 요인이 부분적으로 혼재되어 나타난다. 그 대표적인 예가 [圖 1]과 [圖 3]이다. [圖 1]에는 우리나라의 消費率이 경제성장 등의 요인에 의해 지속적으로 하락하는 것으로 나타나 있다. 반면 [圖 3]에는 80년대 들어, 특히 3低好況 이후에 소비자금융에 대한 규제가 완화되면서 소비가 상당히 팽창하였으리라는 점을 암시하고 있다. 이 두가지 요인은 모두 사실과 부합하는 것이기는 하지만 동시에 독자들에게 제시될 경우 불필요한 혼란을 초래할 가능성이 있다.

둘째, 이 논문에서는 유동성제약의 효과를 단순히 제약을 받는 소비계층(type A)과 제약을 받지 않는 소비계층(type B)으로 분류한 뒤 이 비율을 추정하는 방법을 통해 그 존재를 간접적으로 입증하였다. 그러나 조금 더 이 문제를 추구한다면 실제로 그러한 제약을 받는 계층, 즉 type A는 구체적으로 어떤 계층인가를 확인하는 작업이 필요할 것이다. 한가지 상정해 볼 수 있는 방법은 만일 자료의 획득이 가능하다면 각 소득계층별로 제약받는 계층의 비율(λ)을 각각 추정해 보는 것이다.

셋째, 제Ⅳ장에서 사용된 資料의 출처와 성격, 그리고 원자료의 가공방법에 대한 조금 더 상세한 설명이 결여되어 있다. 美國의 소

비함수는 여러 경제학자들에 의해 1980년대에 매우 광범위하게, 그리고 정교하게 추정된 바 있다. 따라서 오늘날 이 많은 기존의 실증 분석 문헌에 더하여 추가적인 분석을 하기 위해서는 사용된 자료가 기존의 자료와 어떤 측면에서 동일하고 어떤 측면에서 상이한가를 정확히 밝힐 필요가 있다.

특히 소비자자료의 경우 연도별 자료인가 아니면 분기별 자료인가, 내구재를 어떻게 처리하였는가, 추세는 어떤 방식으로 제거하였는가, 자연대수로 변환을 하였는가 아니면 원자료를 그대로 사용하였는가, 총소비(aggregate consumption)를 사용하였는가 아니면 1인당 소비(per capita consumption)를 사용하였는가, 표본 기간은 언제를 사용하였는가 등이 모두 결과에 영향을 미친다. 그리고 사용된 추정방법 역시 Euler 방정식을 그대로 추정하였는지 아니면 적당히 변형하여 추정하였는지 여부도 관건이 된다. 이 논문에서는 이런 여러 질문 중 어떤 문제에 대해서는 명시적으로 언급하고 있지만 어떤 문제에 대해서는 해답의 실마리조차 제공하고 있지 않다. 언급이 생략된 부분 중에서 상대적으로 중요한 것은 추세를 어떻게 제거하였는지 여부, 그리고 1인당 변수로 변환하였는지 여부이다. 적어도 이들 문제에 대해서는 보다 상세한 언급이 필요하다.

마지막으로 실증분석의 결과에 대한 조금 더 친절한 설명이 추가된다면 독자들에게 훨씬 더 도움이 될 것 같다. 예를 들어 <表 10>에 제시된 미국의 추정결과에서 λ 의 값은 비내구재의 경우 약 0.17로 나타나 있다. 반면에 Campbell and Mankiw(1989)는 거의 동일한 자료를 사용하여 λ 값이 약 0.5 정도라는 결과를 얻은 바 있다. 따라서 왜 이러한 차이가 발생했으며 어떤 값이 더 신뢰할 만한 값인지에 대한 설명이 필요할 듯하다. 그리고 <表 2>의 경우에도 脚註로 각 변수의 의미와 기타 추정에 관련된 사항을 조금 더 상세히

밝히는 것이 독자들의 이해를 돕는 방법이 될 것이다.

그러나 지금까지 언급한 여러 개선점에도 불구하고 이 논문은 소비행위에 대한 기존의 기계적인 해석에만 초점을 맞추지 않고 실제로 우리나라에서 소비행위를 제약해 온 金融部門의 역할을 발굴해 내고, 앞으로의 政策方向을 아울러 제시했다는 점에서 큰 의의를 지니고 있다. 이 논문은 이러한 시각에서 소비행위를 보는 많은 후학들에게 훌륭한 길잡이가 될 것으로 믿는다.

曹 東 徹

(本院 副研究委員)

이 論文은 流動性制約下에서의 消費支出과 所得과의 관계에 대한 흥미로운 假說을 제시하고, 이를 한국, 일본, 미국의 資料를 이용하여 분석·비교함으로써 우리나라의 消費行態에 대한 많은 시사점을 독자에게 전달하고 있다. 어느 巨視經濟에서나 소비지출은 총수요의 가장 큰 부분을 차지하고 있으며, 경제주체의 消費支出 결정은 곧바로 한 경제의 貯蓄, 따라서 投資를 결정하는 가장 중요한 요소인 점을 감안할 때, 本 論文과 같이 消費行態에 관한 깊이있는 研究는 우리의 거시경제를 이해하는 데 필수적이라 하겠다. 특히(著자가 序文에서 지적한 바와 같이) 割賦金融會社의 설립이 허용되는 今年에 流動性制約의 효과에 초점을 맞춘 本 論文의 主題選擇은 시의적절한 것으로 평가된다.

本 論文의 가장 핵심적인 假說은 다음과 같이 설명될 수 있다(第3章). 즉 미래의 期待所得이 현재의 소득수준에 비하여 높은 소비자들은 소비지출을 平坦化하고자 하는 노력의 일환으로 금융시장으로부터 借入하고자 할 것이나, 이들의 불확실한 미래소득이 금융시장에서 擔保로서의 기능을 발휘하지 못할 경우 今期의 소비는 今期

의 소득을 초과하지 못하게 된다. 따라서 한 經濟內에 이러한 유동성제약을 겪는 소비자의 비중(本文에서 λ 로 표시됨)이 클수록 總消費는 今期의 總所得에 민감하게 반응하며, 이 반응의 정도를 추정함으로써 한 경제의 유동성제약의 정도를 가늠해 볼 수 있다. 이러한 假說下에서 著者は 回歸分析(第4章)과 소비자금융의 現況概觀(第2章)을 통해 한국의 유동성제약 정도가 1980년 이후 완화되는 추세에 있긴 하지만 여전히 일본이나 미국에 비하여 훨씬 심각하다는 점을 설득력 있게 보여주고 있다. 이와 같은 연구결과는 政策立案者들에게 소비자금융의 활성화가 短期的인 貯蓄率 하락요인임에도 불구하고 소비자의 厚生을 增大시킬 수 있다는 論理的·實證的 근거를 제시하는 것이다.

草稿가 완성된 이래 많은 논평을 반영하여 修正·補完을 거쳐 脫稿된 본 논문은 그 구성이 깔끔하고 논리의 전개나 결과의 해석에 있어 별 무리가 없는 듯하다. 따라서 本 論評者는 KDI 院內세미나에서 論難의 대상이 되었던 命題 「유동성제약 완화는 과연 경제전체의 소비를 증가시킬 것인가?」에 관하여 간단한 補充說明을 함으로써 본 논평을 마무리하고자 한다.

이 명제가 직관적으로 타당할 것으로 보이는 理由는 유동성제약이 潛在的 借入者에게만 적용될 것이라는 非對稱性(asymmetry)을 암묵적으로 가정하는 데 있으나, 본 논문의 模型展開에 있어서는 流動性制約下의 소비자들이 該當期間의 소득을 전액 소비할 것이라고 간단히 언급함으로써 유동성제약의 본질적 비대칭성을 충분히 강조하지 못하고 있다. 사실 논문의 모형을 그대로 유지하면서도 이와 같은 비대칭성은 쉽게 강조될 수 있다. 예를 들어 第3章의 式(2)에 $A_t \geq 0$ for all t (즉, 소비자 입장에서 負의 資産蓄積은 허용되지 않음)이라는 制約式을 추가함으로써 비대칭성을 강조하고, 논의의 透明性을 높이기 위해 $Y_t = (1+g)^t Y_0$, $0 < g < r$ (즉, 소비자

의 소득이 g 의 비율로 증가)라고 가정하여 보자. 간단한 계산결과 소비자의 最適消費量은 $(r/(1+r))A_t + (r/(r-g))Y_t$ ($\geq Y_t$, for $A_t \geq 0$)로 결정되나, 유동성제약하에서 이러한 소비수준을 유지하기 위해서는 충분한 자산축적이 전제되어야만 한다(보다 구체적으로 $A_t \geq (1+r)g/(r-g)Y_t$ 이어야 함). 이제 λ 소비자의 $A_t=0$ 이고 $1-\lambda$ 소비자는 충분한 A_t 를 확보하고 있다고 가정하면 논문과 동일한 결과를 유도할 수 있으면서 동시에 유동성제약의 완화(λ 의 축소)가 경제전체의 저축률을 하락시킬 것임을 명확히 보일 수 있다. 또한 이와 같은 저축률의 하락은 著者が 결론에서 밝힌 바와 같이 短期的인 것임도 보일 수 있다. 이러한 의미에서 논문의 模型展開를 개선할 여지는 있으나, 그럼에도 불구하고 논문의 전반적인 論理에는 무리가 없는 것으로 판단된다.