

재정정책과 자산수익률에 관한 小考

김 종 권*

Abstract

우리는 정부의 재정지출이 주가와 콜금리 및 회사채, 산업생산 등에 미치는 영향에 대하여 분기별 데이터를 사용하여 분석하였다. 선행연구들을 살펴보면, 미국의 경우 1960년부터 2000년 기간사이에서 GDP에서 차지하는 조세징수액의 1% 표준편차(standard deviation) 상승이 분기별로는 4% 그리고 연간 9%의 기대수익률(연율 기준)을 낮추는 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

I. 서론

이번 연구에서 우리는 주가 및 채권수익률에 대하여 재정지출이 영향이 있는지 여부를 살펴보고자 한다. 그 동안 금융시장에 대한 재정정책이 미치는 효과에 대하여는 국내외로 많이 이루어지지 못하였다. 우리는 이 논문에서 조세와 정부의 재정지출이 주가 및 채권수익률에 미치는 영향과 이들 정책의 효과가 통화정책보다 더 유의성이 있는지 여부 등을 분석하고자 한다.

이 논문에서 2장은 기존연구에 대하여 조사하고 3장에서는 금융시장 수익률에 대한 재정정책 효과를 분석하기로 한다. 4장에서는 논문의 요약 및 결론을 짓기로 한다.

II. 기존연구

Seater(1993), Elmendorf와 Mankiw(1999)는 재정정책이 어떤 경로로 소비와 투자선택에 영향을 주는 지와 관련하여 밝혀내고 있다. 이들을 포함한 대부분의 경제학자들은 조세와 정부지출이 기업의 현금흐름에 영향을 주는 것으로 파악하고 있다.

이와 같은 재정정책과 관련된 연구들은 주로 네 가지 분야에 초점을 맞추고 이루어지고 있다.

* 신홍대 경상정보계열 학과장

첫째, 예상치 못한 재정정책의 변화가 기대된 혹은 기대치 못한 주가수익률과 회사채수익률, 국채수익률에 영향을 주는가와 관련된 분석이다. 둘째, 이러한 수익률의 변화가 조세와 정부지출의 변화에 속해 있는가에 대한 것이다. 셋째, 재정정책이 통화정책의 효과를 강화시켜줄 수 있는지와 관련된 것이다. 넷째, 재정정책이 통화지표에 대하여 영향을 줄 수 있는지와 관련된 것이다.

Campbell(1999), Chen(1986)과 Cochrane(1996)은 거시 상태변수와 금융시장 수익률 간의 관련성을 파악하였다.

Fama(1990)와 Schwert(1999)는 재정정책과 거시경제 변수사이의 관련성을 밝혀내었으며, Ramey와 Shapiro(1997), Blanchard와 Perotti(1998), Edelberg(1998)은 재정정책이 금융시장 수익률에 영향을 줄 수 있음을 제시하고 있다.

Tavares와 Valkanov(2003)은 Campbell과 Shiller(1988), Campbell(1991)의 연구와 비슷하게 벡터자기회귀모형(VAR: vector autoregression)을 통하여 이들 관계를 분석하였다. 이들의 분석은 조세와 정부지출의 변화가 기대된 혹은 기대치 못한 금융시장 수익률에 영향을 주는지와 관련하여 이루어졌다. 이들의 분석결과로는 조세부담률의 증가가 기대된 주가 및 채권수익률에 즉각적인 효과를 가져다 준다는 점에 대하여 통계적 유의성을 갖고 있음을 지적하고 있다. 이 연구결과에 따르면, GDP에서 차지하는 조세징수액의 1% 표준편차(standard deviation) 상승이 분기별로는 4% 그리고 연간 9%, 4년동안 17%의 기대수익률(연율 기준)을 낮추는 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

GDP에서 차지하는 정부지출의 증가는 기대수익률에 양(+)의 영향을 미치나 기대된 주가 및 채권수익률에 대하여 통계적 유의성은 없음을 밝혀내었다. 재정지출의 증가는 기대치 못한 주가수익률에 3~4%p 변동성을 주며 기대치 못한 국채수익률에는 8~10%p의 변동성을 야기한 것으로 나타났다. 또한 이러한 재정정책이 통화정책의 효과를 강화시켜줄 수 있음을 밝혀내었다.

Thorbecke(1997)과 Patelis(1997)는 통화의 1% 표준편차 공급충격이 있을 경우 약 3%p의 효과를 나타낼 수 있음을 지적하였다. Tavares와 Valkanov(2003)은 조세와 정부지출 변화도 통화정책 못지않게 중요한 영향을 금융시장에 미칠 수 있음을 실증적으로 분석하였다.

Fama(1981)와 Patelis(1997)는 통화정책이 주가수익률에 주는 영향만을 분석하였지만, Tavares와 Valkanov(2003), Chari와 Kehoe(1999)는 통화정책 뿐만 아니라 재정정책도 함께 고려하여 금융시장 수익률에 미치는 효과를 분석하였다.

Ⅲ. 금융시장 수익률에 대한 재정정책 효과 분석

3장에서는 조세징수와 정부지출이 기대된 혹은 기대하지 못한 금융시장 수익률에 영향을 주는 지에 대한 분석을 하기로 한다. 이러한 분석에서는 조세징수와 정부지출이 산출과 소비, 투자 등 실물변수에 영향을 주고 이들 실물변수들의 변화가 금융시장 수익률에 대하여 영향을 미치는 관계를 의미한다.¹⁾

3.1 분석자료

1999년 12월부터 2008년 3월까지의 한국은행 경제통계시스템 data base를 사용하였다. KTY는 조세수입증감률이고 KSY는 총지출증감률이며²⁾, KMKTRF는 코스피수익률, KCBRF는 3년만기 회사채수익률(장외, AA-등급)이다. 그리고, KIND는 산업생산증가율이고, KCALL은 콜금리³⁾로서 한국은행의 통화정책의 기초를 나타내며, 이들 변수들은 인플레이션율을 차감하여 실질화시켰고, KINF는 소비자물가지수를 통한 인플레이션율이다.⁴⁾

<표 1>의 결과에서 분석 기간동안 조세수입보다 총지출이 더 큰 폭으로 늘어났음을 알 수 있었다.

<표 1> 통계치 요약 (단위 : %)

구분	평균	표준편차	구분	평균	표준편차
조세수입증감률	12.44	32.21	총지출증감률	20.20	45.18
코스피수익률	0.39	6.73	회사채수익률	6.04	1.75
산업생산증가율	0.49	6.29	콜금리	3.91	0.76
인플레이션율	0.25	0.43			

3.2 실증분석

Feldstein(1982)이 처음으로 정부지출이 거시경제변수에 영향을 미친다는 사실을 증명할 이후 현재까지 이어져 오고 있다. Fatas와 Mihov(1998)은 재정정책의 지표로서 재정적자를 사용하였으며, Rotemberg과 Woodford(1992)는 정부지출을 지표로서 사용하였다.

한편 Bohn(1991)은 금융시장 수익률에 대한 영향을 정확하게 파악하기 위해서는 정

- 1) Elmendorf와 Mankiw(1999)는 조세부담률이 높아지면 소비가 위축됨을 지적하고 있다. 또한 Fama(1990)는 금융시장 수익률의 상당한 변화가 거시경제변수의 변동(fluctuation)에 기인함을 설명하고 있다.
- 2) Tavares와 Valkanov(2003)는 조세수입 대신에 순조세부담률을 사용하였으며, 총지출 대신에 정부지출 혹은 민간부문 산출물에 대한 정부구매 변수를 활용하였다.
- 3) 다음 식과 같이 인플레이션율과 GDP성장률의 변동에 따라 연방기금금리를 조절할 수 있다.

$$FFR_t = \alpha + \eta INF_t + \delta GY_t + \phi FFR_{t-1} + V_t$$

이와 같은 함수식이 갖는 의미로는 통화당국이 인플레이션율과 경제성장률을 감안하여 단기금리를 조절한다는 것이다. 외생적인 통화정책 충격은 V_t 에 포함된다. 이와 같은 연구로는 Taylor(1998)가 시작하여 테일러준칙(Taylor rule)이라고 한다. 이와 비슷한 연구로서 Rotemberg와 Woodford(1997), 그리고 Clarida(2000), Tavares와 Valkanov(2003) 등이 있다.

- 4) Tavares · Valkanov(2003)은 5개의 재정과 거시경제, 금융시장관련 변수들을 사용하였다. 이는 재정변수로서 순조세부담률, 정부지출 혹은 민간부문 산출물에 대한 정부구매변수, 거시경제변수로서 1인당 GDP성장률, 인플레이션율, 금융시장변수로서 3년 만기 국고채수익률을 초과하는 코스피수익률로서 로그값을 취한 값이 이에 해당된다.

부지출과 조세징수의 변수를 함께 고려하여야 한다고 주장하였다.⁵⁾ 이 논문에서는 이와 같은 주장에 근거하여 분석하였다.

한편, 재정정책은 경제의 상태에 영향을 주게 되고, 이는 또한 시장수익률에 대하여서도 간접적인 효과를 나타내게 된다. 이와 관련된 변수들로는 GDP성장률과 소비증가율, 만기가 상이한 채권간의 스프레드(term spread) 등이 해당한다.⁶⁾

높은 조세징수는 기업들의 투자감소를 유발하게 되어 경기변동(business cycle)을 초래하게 된다. 반면에 공공투자와 같은 정부지출은 생산성증대로 연결될 수 있다.⁷⁾

Blanchard와 Perotti(1999)는 구조적(structural) VAR모형을 사용하여 산출물에 대하여 조세징수의 부정적인 효과와 정부구매의 긍정적인 효과를 얻어내었다. Burnside(2000)은 정부의 구매가 늘어날수록 민간경제 활동이 활성화될 수 있다는 결론을 얻었다. 이들 연구결과에서와 같이 우리의 연구는 재정정책이 거시경제에 긍정적인 영향을 줄 수 있는지와 관련되어 있다. 한편 이 논문은 Feldstein(1982)이 현재 조세징수의 증가는 미래에도 조세를 증가시킬 것으로 투자자들이 인식할 수 있고, 정부지출(government spending)의 경우에도 마찬가지로 현재의 정부지출 증가가 미래의 정부지출 증가로 이어질 것이라고 주장한 기본적인 가정에 근거하고 있다. 한편 여기에서 사용된 조세수입은 순조세수입이고 정부지출액도 순정부지출액을 의미한다.

이제 재정정책이 주가수익률과 채권수익률에 영향이 있는지와 관련하여 분석하기로 한다. 각각의 변수들에 대해서는 단위근 검정을 실시하고 본 논문에서 사용한 각각의 변수들은 물가상승률을 차감하여 실질화하였으며, 단위근 검정 결과에 따라 동시에 각각 당월의 수치를 전월의 수치로 차분(difference)하여 가성회귀(spurious regression) 발생가능성을 줄였다.

ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증의 결과 회사채수익률과 콜금리를 제외한 각각의 변수들은 1% 수준에서 안정성(Stationary)을 가짐을 알 수 있었다. 한편 회사채수익률과 콜금리 변수들도 1차차분한 이후 1%의 통계적 유의수준에서 안정성을 보였다.

<표 2> 단위근 검정결과(ADF)

구 분	조세수입 증감률	총지출 증감률	코스피 수익률	회사채 수익률	산업생산 증가율	콜금리	인플레이 션율
	-6.4797*	-6.0579*	-4.1107*	-2.1780 (-6.7262)*	-7.7474*	-2.2864 (-7.4283)*	-6.5308*

주 : 맥키넨 임계치(MacKinnon critical values)를 기준으로 하였으며, 각각 1% -3.5267, 5%, -2.9035, 10% -2.5889이었다. 그리고, *는 1%에서 안전성을 보인 것을 의미하며, 회사채수익률과 콜금리는 1차차분한 이후 1%의 통계적 유의수준에서 안정성을 보인 것을 나타낸다.

5) 정부예산 제약은 조세수입과 공적소비, 정부의 재정적자와 관련되어 있다.

6) 여기서는 시계열 분석상 관측치(observation) 개수의 부족에 따라 GDP성장률 변수 대신에 산업생산증가율 변수를 사용하기로 한다.

7) Aschauer(1989)는 공공투자 확대는 생산성증대로 이어질 수 있다는 실증분석을 하였다. Barro(1981)는 정부구매의 증가는 산출물 증가와 이자율 상승을 초래하게 된다는 결론을 얻었다.

또한 본 연구에서 사용한 표본수는 100개이고, 월별자료에 대한 기준을 참조하여 시차는 3으로 정하였다. 시차를 달리하였을 경우 오차항에 시계열상관에 대한 Box Pierce 통계량에서 시계열상관이 없는 것으로 나타났다.

Johansen(1988, 1991, 1992abc)과 Johansen and Juselius(1990, 1992, 1994)는 공적분관계의 수와 모형의 파라미터들을 MLE(Maximum Likelihood Estimation)로 추정하고 검정하는 방법을 제시하고 있다. 이들의 방법을 보통 ‘요한슨 공적분검정’이라고 부르며 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다.

즉, ADF검정에서 AR(1)과정인 단일시계열 y_t 를 $\Delta y_t = (\phi_1 - 1)y_{t-1} + e_t$ 로 다시 썼을 때 만일 $(\phi_1 - 1) = 0$ 이면 y_t 는 단위근을 갖는 것과 유사하게 n개의 다중시계열벡터 x_t 가 VAR(1)일 때 이에 대하여 다음과 같이 나타낼 수 있다. 즉, $\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + v_t = \Lambda x_{t-1} + v_t$ 로 표현하는 경우 Λ 의 위수(rank)가 0이면(즉, Λ 가 모두 영으로 구성되어 있다면) x_t 의 모든 구성계열들은 적분과정이 된다. 또한 Λ 의 위수가 n이면 x_t 의 모든 구성계열들은 안정적 과정이 된다. 이 때 Λ 의 위수가 $r(0 < r < n)$ 이면 r개의 x_t 의 선형결합이 안정적 과정, 즉 r개의 공적분관계를 갖게 된다.

<표 3> 요한슨 공적분 검정결과 (1)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	204.16	94.15	103.18	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	133.24	68.52	76.07	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	86.03	47.21	54.46	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(3)$	53.56	29.68	35.65	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(4)$	25.72	15.41	20.04	(기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(5)$	2.81	3.76	6.65	(기각 못함) 공적분관계 있음

주 : 조세수입증감률과 총지출증감률, 산업생산증가율, 인플레이션율, 콜금리, 코스피수익률 변수를 사용하였다.

<표 4> 요한슨 공적분 검정결과 (2)

구 분	우도비통계량	5% 유의수준	1% 유의수준	비 고
$\lambda_{trace}(0)$	205.86	94.15	103.18	(1% : 기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(1)$	128.47	68.52	76.07	(1% : 기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(2)$	76.53	47.21	54.46	(1% : 기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(3)$	44.03	29.68	35.65	(1% : 기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(4)$	18.61	15.41	20.04	(5% : 기각) 공적분관계 없음
$\lambda_{trace}(5)$	5.94	3.76	6.65	(5% : 기각) 공적분관계 없음

주 : 조세수입증감률과 총지출증감률, 산업생산증가율, 인플레이션율, 콜금리, 회사채수익률 변수를 사용하였다.

<표 3>과 <표 4>의 요한슨 공적분 검정결과를 보면 단위근이 존재한다는 가설을 기각하고 있어서 본 연구의 시계열 자료는 I(0)과정으로 안정적 시계열임을 나타내고 있다. 본 논문에서는 조세수입증감률과 총지출증감률, 산업생산증가율, 인플레이션율, 콜금리, 코스피수익률 또는 회사채수익률의 여섯 변수 사이에 공적분관계가 없다고 가정하고 VAR모형을 추정하였다.

$$Y_t = F(L)Y_{t-1} + u_t \tag{1}$$

여기서 $F(L) = F_1 + F_2L + \dots + F_kL^{k-1}$ 은 k-1차 다항식이며 $F_j, j=1, \dots, k$ 는 변수들 간의 상호관계를 나타낸다. 잔차항은 u_t 이고 $E(u_t u_t') = \Sigma$ 를 의미한다. Y_t 에는 재정정책관련 변수⁸⁾와 거시경제 변수, 금융변수 등을 포함한다. e_j 는 j번째 요소가 1인 행벡터이고 다른 요소들은 0이다. $Y_{j,t}$ 는 Y_t 벡터의 j번째 요소를 의미하며, $Y_{j,t} = e_j Y_t$ 를 나타낸다.

본 연구에서는 안정적 시계열을 토대로 하여 Granger 인과검정을 수행하였다. Granger 인과검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 종속변수의 미래치를

8) 한편, 이전의 재정정책과 관련된 연구들에 있어서는 재정정책이 더미변수와 같은 형태의 모형들 위주로 된 문헌들이 많다. 이와 같은 연구들로는 Edelberg, Eichenbaum, Fisher(1998)과 Blanchard와 Perotti(1998) 등이 대표적이다.

예측하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설로 검정한다. Granger 인과성 검정 결과를 표로 나타내면 <표 5>와 같다.

조세수입증감률과 총지출증감률은 산업생산증가율에 영향을 주고, 이는 다시 인플레이션율에 영향을 준 것으로 나타났다. 또한 인플레이션율은 콜금리에 영향을 미친 것을 알 수 있는데, 이 기간동안 콜금리의 변화는 코스피수익률에 별다른 영향을 주지 못한 것으로 나타났다. 이는 다음과 같이 설명할 수 있다. 예를 들어, 조세감면과 총지출증가와 같은 재정정책으로 경기가 부양되어 상승기로 접어들었을 때, 기업의 투자와 생산규모의 확대에 따른 투자수요의 증가로 자금수요가 증가하는 이른바 실적장세를 상정해 볼 수 있다. 이러한 경우 인플레이션율 상승에 대한 콜금리 인상정책은 주식시장에 큰 영향을 미치지 못하며 주가상승이 일정기간 동안 걸쳐 지속될 수 있다.

<표 5> Granger 인과성 검정 결과 (1)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
총지출증감률→조세수입증감률	2.8364(0.065)***	산업생산증가율→조세수입증감률	0.3404(0.712)
조세수입증감률→총지출증감률	3.3771(0.040)**	조세수입증감률→산업생산증가율	9.1588(0.000)*
인플레이션율→조세수입증감률	5.9553(0.004)*	콜금리→조세수입증감률	1.8003(0.173)
조세수입증감률→인플레이션율	9.3791(0.000)*	조세수입증감률→콜금리	3.656(0.031)**
코스피수익률→조세수입증감률	1.2296(0.299)	산업생산증가율→총지출증감률	1.2742(0.286)
조세수입증감률→코스피수익률	0.0007(0.999)	총지출증감률→산업생산증가율	19.702(0.000)*
인플레이션율→총지출증감률	11.0004(0.000)*	콜금리→총지출증감률	2.1391(0.125)
총지출증감률→인플레이션율	9.8009(0.000)*	총지출증감률→콜금리	5.7297(0.005)*
코스피수익률→총지출증감률	0.4321(0.650)	인플레이션율→산업생산증가율	7.7894(0.000)*
총지출증감률→코스피수익률	0.0321(0.968)	산업생산증가율→인플레이션율	5.0230(0.009)*
콜금리→산업생산증가율	6.7196(0.002)*	코스피수익률→산업생산증가율	0.0608(0.941)
산업생산증가율→콜금리	1.2264(0.300)	산업생산증가율→코스피수익률	0.4305(0.651)
콜금리→인플레이션율	0.3045(0.738)	코스피수익률→인플레이션율	0.6890(0.505)
인플레이션율→콜금리	20.3409(0.000)*	인플레이션율→코스피수익률	1.9608(0.148)
코스피수익률→콜금리	4.1650(0.019)**		
콜금리→코스피수익률	0.6103(0.546)		

주 : * 1%, ** 5%, *** 10% 수준에서 통계적인 유의성이 있다.

조세수입증감률과 총지출증감률이 산업생산증가율에 영향을 주고, 이는 다시 인플레이션율, 콜금리, 회사채수익률에 차례대로 영향을 준 것으로 나타났다. 이와 같이 콜금리가 코스피수익률과 달리 회사채수익률에 영향을 준 것은 금리의 기간간구조(term structure) 상에서 단기금리가 장기금리에 영향을 주기 때문으로 판단된다.

<표 5> Granger 인과성 검정 결과 (2)

구 분	F-통계치(p값)	구 분	F-통계치(p값)
총지출증감률→조세수입증감률	2.8364(0.065)***	산업생산증가율→조세수입증감률	0.3404(0.712)
조세수입증감률→총지출증감률	3.3771(0.040)**	조세수입증감률→산업생산증가율	9.1588(0.000)*
인플레이션율→조세수입증감률	5.9553(0.004)*	콜금리→조세수입증감률	1.8003(0.173)
조세수입증감률→인플레이션율	9.3791(0.000)*	조세수입증감률→콜금리	3.656(0.031)**
회사채수익률→조세수입증감률	0.5768(0.564)	산업생산증가율→총지출증감률	1.2742(0.286)
조세수입증감률→회사채수익률	3.042(0.054)***	총지출증감률→산업생산증가율	19.702(0.000)*
인플레이션율→총지출증감률	11.0004(0.000)*	콜금리→총지출증감률	2.1391(0.125)
총지출증감률→인플레이션율	9.8009(0.000)*	총지출증감률→콜금리	5.7297(0.005)*
회사채수익률→총지출증감률	0.6128(0.544)	인플레이션율→산업생산증가율	7.7894(0.000)*
총지출증감률→회사채수익률	4.6257(0.013)**	산업생산증가율→인플레이션율	5.0230(0.009)*
콜금리→산업생산증가율	6.7196(0.002)*	회사채수익률→산업생산증가율	3.8842(0.025)**
산업생산증가율→콜금리	1.2264(0.300)	산업생산증가율→회사채수익률	2.3247(0.105)
콜금리→인플레이션율	0.3045(0.738)	회사채수익률→인플레이션율	0.1795(0.836)
인플레이션율→콜금리	20.3409(0.000)*	인플레이션율→회사채수익률	15.3495(0.000)*
회사채수익률→콜금리	6.1711(0.003)*		
콜금리→회사채수익률	6.4591(0.002)*		

주 : * 1%, ** 5%, *** 10% 수준에서 통계적인 유의성이 있다.

IV. 요약 및 결론

우리는 정부의 재정지출이 주가와 콜금리 및 회사채, 산업생산 등에 미치는 영향에 대하여 분기별 데이터를 사용하여 분석하였다. 선행연구들을 살펴보면, 미국의 경우 1960년부터 2000년 기간사이에서 GDP에서 차지하는 조세징수액의 1% 표준편차 (standard deviation) 상승이 분기별로는 4% 그리고 연간 9%의 기대수익률(연율 기준)을 낮추는 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 이러한 영향은 주가와 국채수익률에 동일하게 나타났다. 이는 현재의 조세징수액의 상승이 미래에도 동일하게 적용될 것이라는 기대에서 이루어진 것을 알 수 있다.

재정지출의 증가는 기대치 못한 주가수익률에 3~4%p 변동성을 주며 국채수익률에는 8~10%p의 변동성을 야기한 것으로 나타났다. 한편 재정지출과 통화확대가 동시에 일어난 경우를 상정하면 이러한 변동성은 더욱 크게 나타났다.

우리나라의 연구에서는 먼저 Granger causality 검정 결과, 조세수입증감률과 총지출증감률은 산업생산증가율에 영향을 주고, 이는 다시 인플레이션율에 영향을 준 것으로 나타났다. 또한 인플레이션율은 콜금리에 영향을 미친 것을 알 수 있는데, 이 기간동안 콜금리의 변화는 코스피수익률에 별다른 영향을 주지 못한 것으로 나타났다.

V. 참고 문헌

- [1] Aschauer, David (1988), "The Equilibrium Approach to Fiscal Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(1), 41-62.
- [2] Aschauer, David (1989), "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.
- [3] Barro, Robert (1974), "Are Government Bonds Net Wealth?", *The Journal of Political Economy*, Vol. 82(6), 1095-1117.
- [4] Barro, Robert (1981), "Output Effects of Government Purchases", *The Journal of Political Economy*, Vol. 89(6), 1086-1121.
- [5] Barro, Robert (1989a), "The Ricardian Approach to Budget Deficits", *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37-54.
- [6] Barro, Robert (1989b), "The Neoclassical Approach to Fiscal Policy", in Robert Barro (ed.), "Modern Business Cycle Theory", Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- [7] Becker, Torbjörn (1997), "An Investigation of Ricardian Equivalence in a Common Trends Model", *Journal of Monetary Economics*, 39, 405-431.
- [8] Blanchard, Olivier and Perotti, Roberto (1999), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", NBER Working Paper No. W7269.
- [9] Bohn, Henning (1991), "Budget Balance Through Revenue or Spending Adjustments? Some Historical Evidence for the United States", *Journal of Monetary Economics*, 27, 333-359.
- [10] Burnside, Craig, Eichenbaum, Martin and Fisher, Jonas D.M. (2000), "Assessing the Effects of Fiscal Shocks", NBER Working Paper No. W7459.
- [11] Campbell, J. (1999), "Asset Prices, Consumption and the Business Cycle", *Handbook of Macroeconomics Vol.1*, Taylor, John B., and Michael Woodford, eds., Amsterdam: North Holland Press, Chapter 19, 1231-1303.
- [12] Chari, V.V. and Patrick Kehoe (1999), "Optimal Fiscal and Monetary Policy", in Taylor, J.B. and M. Woodford (Eds), *Handbook of Macroeconomics, Vol.I*, Chapter 26, North Holland.
- [13] Christiano, Lawrence (1990), Comment on "Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity" by Rotemberg and Woodford, NBER Economic Fluctuations Meetings, Palo Alto, California, 1990.
- [14] Christiano, Lawrence, Eichenbaum, Martin and Evans, Charles (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", Mimeo, Northwestern University.
- [15] Clarida, R., J.Gali, and M.Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and

- Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, 147-180.
- [16] Cochrane, J. (1996), "A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model", *The Journal of Political Economy*, 104(3), 572-621.
- [17] Darrat, A. (1988), "Stock Returns, Money and Fiscal Deficits", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(3), 387-398.
- [18] Darrat, A. (1990), "On Fiscal Policy and the Stock Market", *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3), 353-368.
- [19] Edelberg, Wendy, Eichenbaum, Martin and Fisher, Jonas D.M. (1998), "Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases", NBER Working Paper No. W6737.
- [20] Elmendorf, D., and Mankiw, N. (1999), "Government Debt", in *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Taylor, J.B. and M. Woodford, eds., Elsevier Science, B.V., 1615-1699.
- [21] Fama, E.F., (1990), "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity", *Journal of Finance*, 45(4), 1089-1108.
- [22] Fama, E.F., and K.French (1989), "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.
- [23] Fatas, Antonio and Mihov, I. (1998), "Measuring the Effects of Fiscal Policy", Mimeo, INSEAD.
- [24] Feldstein, Martin (1982), "Government Deficits and Aggregate Demand", *Journal of Monetary Economics*, 9, 1-20.
- [25] Goto, Shingo and Valkanov, Rossen (2001), "The Fed's Effect on Excess Returns and Inflation is Much Bigger than You Think", Mimeo, Anderson Graduate School of Management, University of California Los Angeles.
- [26] Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [27] Haug, Alfred (1990), "Ricardian Equivalence, Rational Expectations, and the Permanent Income Hypothesis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(3), 305-322.
- [28] Hausmann, R. (1999), "Should There Be Five Currencies or One Hundred and Five?", *Foreign Policy*, 116(Fall), 6579.
- [29] Jose, Tavares and Valkanov, Rossen (2003), "Fiscal Policy and Asset Returns", Working Papers, 1-34.
- [30] Johansen, Soren (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59, 1551-1580.
- [31] Lukepohl, Helmut (1990), "Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decomposition of Vector Autoregressive Models", *Review of Economics and Statistics*, 72, 116-125.

- [32] Mack, C. (2000), "Basics of Dollarization", Joint Economic Committee Staff Report, U.S. Congress, Jan.
- [33] McGrattan E. and Prescott, E. (2001), "Taxes, Regulations, and Asset Prices", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, Working Paper, 6-10.
- [34] Modigliani, F., and Miller, M. (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment", American Economic Review, June, 48 (3), 261-297.
- [35] Ng, S. and P. Perron, (1998), Lag length selection and the construction of unit-root tests with good size and power, manuscript, Boston University.
- [36] Patelis, A.D., (1997), "Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy", Journal of Finance, 52(5), 1951-1972.
- [37] Plosser, Charles (1982), "Government Financing Decisions and Asset Returns", Journal of Monetary Economics, 9, 325-352.
- [38] Plosser, Charles (1987), "Fiscal Policy and the Term Structure", Journal of Monetary Economics, 20, 343-367.
- [39] Ramey, Valerie and Shapiro, M. (1997), "Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
- [40] Rotemberg and Woodford (1992), "Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity", Journal of Political Economy, 110(6), 1153-1207.
- [41] Runkle, David E. (1987), "Vector Autoregressions and Reality", Journal of Business and Economic Statistics, 5, 437-442.
- [42] Santa-Clara, Pedro and Valkanov, Rossen (2003), "Political Cycles and the Stock Market Returns", Journal of Finance, v58(5), 1841-1872.
- [43] Seater, John (1993), "Ricardian Equivalence", Journal of Economic Literature, XXXI, 142-190.
- [44] Taylor, J. (1998), "Monetary Policy Guidelines", "Inflation, Unemployment, and Monetary Policy", MIT Press.
- [45] Thorbecke, W., (1997), "On Stock Market Returns and Monetary Policy", Journal of Finance, 52(2), 635-654.
- [46] Watson, M., (1994), "Vector Autoregressions and Cointegration", Chapter 47 in R. Engle and D. McFadden (Eds.), Handbook of Econometrics, Elsevier Science.