현금배당락에 관한 실증연구
: 1998~2000년 증권거래소를 대상으로

윤종인*

<요 약>

배당락의 효율성은 주식투자수익의 합리적 배분과 직결되는 사안으로 중요한 문제이지만, 우리나라의 배당락제도 하에서는 배당락일 이후에 배당정보가 공시되기 때문에 이를 평가하는 일이 쉽지 않다. 증권거래소 상장종목을 대상으로, 본 연구는 여러 통제변수와 미래에 지급될 배당정보에 기초하여 가급적 정확한 현금배당락을 측정하고자 하였다.

추정결과에 따르면 배당락일의 주가변동에는 배당락 이외의 다른 요인도 작용하여 왔으며 배당락에 영향을 미치는 다른 변수들도 있음을 알 수 있었다. 즉 배당금액과 배당락일의 주가변동만으로 배당락을 평가하는 것은 적절하지 않은 일이다.

배당수익률과 주가변동률에 의해 측정된 배당락의 크기는 현금배당 1원에 대해 0.482원으로 나타나 우리나라의 배당소득세율과 할인율에 비추어 볼 때 작은 것으로 나타났다. 게다가 배당획득효과와 시장미시구조론 효과도 존재하였다고 보기는 어려웠기 때문에 배당락이 작다는 사실은 부정하기 어려울 것 같다.

과소한 배당락이 우리나라의 배당락제도와 무관하다고 생각하기는 어렵다. 왜냐하면 현행 제도 하에서는 배당 예측의 위험이 배당락을 낮추는 방향으로 작용할 것이기 때문이다. 따라서 배당락의 효율성을 향상시키기 위해서는 위험을 감소시키기 위한 제도개선이 필요할 것이다.

핵심주제어 : 배당락, 배당수익률, 시장미시구조론, 배당획득

JEL 분류기준 : G1

* 천안대학교 경상학부, (Tel : 041-550-0525, E - mail : jiyoon@cheonan.ac.kr)

Ⅰ. 문제제기

배당은 자본이득과 더불어 주식투자수익의 한 요소로 주식 혹은 현금의 형태로 지급될 수 있으며, 어떤 형태로든 배당이 지급되고 나면 주식가격은 지급된 배당금을 반영하여 일정 부분 하락하게 된다. 이를 배당락이라 하는데, 주식시장이 효율적이라면 배당락은 합리적으로 이루어져야 할 것이다. 왜냐하면 배당락 이후 주식을 매수한 투자자는 배당을 받을 수 없기 때문에 배당의 가치만큼 주식가격이 하락하지 않으면 차익거래의 기회가 존재할 것이기 때문이다. 즉 배당락의 효율성은 주식투자수익의 합리적 배분과 직결되는 사안으로서 그 중요성을 간과할 수 없다.

다른 요인이 없다면 현금 1원이 배당으로 지급되면 주식가격은 1원 하락하는 배당락이 이루어져야 한다. 하지만 Elton and Gruber(1970)는 배당 1달러에 대해 0.777달러의 배당락이 이루어진다는 것을 보고한 바 있으며, 배당락이 이 수준에서 이루어진다는 것은 여러 연구에서도 확인되어 왔다. 이와 같은 배당락현상을 설명하기 위한 노력이 일찍이 시도되어 왔는데, 조세효과 등에 따른 설명에도 불구하고 해외의 연구에 따르면 배당락은 배당지급액에 비해 적게 이루어지는 것으로 알려져 있다(Karpoff and Walkling, 1990).

우리나라의 경우 배당락에 관한 연구는 특별한 의미를 가지는데 그것은 배당제도의 특성과 밀접한 관련이 있다.[1] 대표적인 것으로 미국의 경우와 비교하자면 여러 가지 제도상의 차이를 언급할 수 있지만, 배당지급액이 공시되는 시점이 다르다는 점에 주목해야 한다. 즉 미국의 경우 배당락일 전에 배당지급액이 공시되는 반면, 우리나라의 경우 현금배당은 이와 같은 의무가 없기 때문에 배당락일 이후에 현금배당지급액이 공시된다는 점이다.[2]

물론 최근에 배당락제도의 변화가 있었다. 1998년 7월부터 시행된 배당락 기준가격 산정제도 개선안의 주요 내용에 따르면 기존의 방식, 즉 전년도 배당금을 기준으로 배당락을 적용하던 대신 배당락이 시장에서 자율적으로 이루어지도록 하고 있다. 하지만 이와 같은 제도개선에도 불구하고 배당정보가 배당락일 이후 공시된다는 점에

1) 우리나라 배당제도의 특징에 대해서는 장호윤 외(2000)를 참조할 것.

2) 현금배당과 달리 주식배당은 우리나라의 경우에도 배당락일 전에 공시된다. 즉 사업년도 말 15일 전까지 주식배당내용을 공시해야 한다. 따라서 현금배당락은 공시된 배당정보를 근거로 이루어지는 것이 아니라 미래에 공시될 배당정보에 대한 예측에 근거하여 이루어지게 된다.

는 변화가 없었다. 오히려 최근의 제도변화는 현금배당락을 기준가격에 전혀 반영하지 않음으로써 배당락에 대한 시장의 책임을 더 강조하는 방향으로 진행되었다. 이는 배당락일 이후 배당정보 공시와 무관하지 않을 것이다.

이와 같은 배당락제도 하에서 국내의 주요 연구는 주로 우리나라 주식시장에서 배당락이 유의하게 관찰되었는지에 대한 사건연구에 초점이 맞추어졌다. 하지만 기존 연구에 개선의 여지가 없는 것은 아니다. 첫째로 배당락 직후 주식가격 변동을 배당락의 효과로만 간주하기는 어렵다. 왜냐하면 배당락일의 주가변동이 배당 이외의 다른 요인에도 의존할 수 있기 때문이다. 둘째로 우리나라의 경우 현금배당은 배당락일 이후 거의 3개월 이후에나 공시되므로 배당락은 미래에 대한 예상에 근거할 수 밖에 없는데 이러한 점이 명시적으로 고려되어야 한다.[3] 셋째로 배당락에 영향을 미치는 다른 요인이 있다면 배당금액과 배당락일의 주가변동만으로 배당락을 평가할 수는 없을 것이다.

따라서 배당락일 이후 배당정보가 공시되는 제도 하에서 우선적으로 다루어져야 하는 것은 미래에 공시될 배당에 비추어 배당락일 현재 어느 정도의 배당락이 이루어지는가 하는 문제이다. 이 때 배당락일의 주가변동으로부터 배당락의 효과를 구분할 수 있어야 하며 동시에 배당락에 영향을 미치는 여러 요인을 포함시켜야만 한다. 결국 배당락에 관한 연구는 배당락일의 주가변동 및 배당락에 영향을 미치는 요인을 반영한 모형을 설정하고 이를 이용한 것이 되어야 한다.

현재까지의 연구에 의하면 배당수익률에 비추어 배당락을 과대하게 혹은 과소하게 만드는 요인들이 지적되어 왔다. 가장 먼저 다루어졌던 것은 조세의 효과였으며 이어서 다른 투자자에 비해 높은 배당수익을 올릴 수 있는 투자자에 의한 단기적인 차익거래행위, 즉 배당획득(dividend capture) 등이 중요하게 다루어졌다. 배당획득은 높은 배당수익을 목표로 한 것이며 배당락을 높이는 역할을 하는 것으로 알려져 있지만 거기에는 일정한 비용이 따르게 마련이다. 따라서 거래비용이 중요하게 인식되었고, 거래비용의 역할은 다양한 이론으로부터 강조되어 왔다. 특히 시장미시구조론 연구에 의하면 단기적인 차익거래의 요인이 없는 경우에도 거래비용의 역할은 작용한다는 것이 보고되었는데 이 경우에 거래비용은 배당락을 낮추는 역할을 한다.

---

3) 상장사협의회 데이터베이스에 따르면 1998년 9월부터 2000년 6월까지 결산한 법인 1,151개 중 회계연도 종료 후 60일 이내에 주총을 개최한 경우는 17.7%로 총 204개였으며 70일 이후 90일 이내에 개최한 경우는 75.3%인 867개였다.

본 연구는 모형설정에 있어서 배당락에 관한 이들의 기존 연구성과를 포괄적으로 수용하고자 한다. 결국 이 모형은 배당락일의 주가변동 및 배당락에 영향을 미치는 요인을 반영할 수 있도록 설정되어야 하며 이에 따라 우리나라 증권거래소에 상장된 종목의 배당락이 적절한 것인지를 검정할 수 있게 되고 배당락에 영향을 미치는 여러 요인의 효과를 파악할 수 있게 될 것이다.

여기에서는 현금배당의 배당락에만 초점을 맞출 것이며 주식배당에 관한 연구는 이후의 연구과제로 미루고자 한다. 따라서 본 연구의 결과는 우리나라의 현금배당락 제도에 대한 평가를 제공하게 될 것이다. 왜냐하면 배당락일 이후 배당정보 공시에도 불구하고 시장 자율의 배당락이 타당성을 가지기 위해서는 합리적인 배당락이 이루어진다는 전제가 필요하기 때문이다. 만약 그렇지 않다면 현재의 배당락일 이후 배당정보 공시제도는 근본적인 개선의 여지를 가지고 있다고 보아야 할 것이다.

Ⅱ. 문헌 고찰

Miller and Modigliani(1961)가 배당정책에서 고객효과(clientele effect)의 가능성을 지적한 이후, Elton and Gruber(1970)는 1달러의 배당에 대해 0.777달러의 배당락이 이루어져 왔다고 보고하면서 고객효과를 실증적으로 지지하였다. 이에 대해 Kalay(1982)는 배당락일 전후 시기에 차익거래(arbitrage)의 가능성을 지적하였고 Eades, Hess and Kim(1984)는 이의 실증적 근거를 제시하였다. 이들에 따르면 법인은 배당소득의 85% 공제로 인해 배당세율이 낮기 때문에, 거래비용에 비해 배당이 충분히 많은 경우 배당락을 전후하여 단기적인 차익거래를 하게 된다는 것이다. 이러한 단기적 차익거래가 발생할 경우 배당부 가격은 높아지고 배당락 가격은 낮아지므로 배당락의 크기는 그만큼 커진다.

한편 조세로 인한 차익거래효과는 Lakonishok and Vermaelen(1986)의 거래량 분석에 의해서 재확인되었다. 이들은 차익거래로 인해 배당락을 전후한 시기에 거래량이 비정상적으로 높을 것이며 이는 거래비용과 반비례하게 될 것이라는 가설을 제시하였고 실증분석을 통해 이를 지지하는 결과를 얻었다. 이후 차익거래행위는 배당획득(dividend capture)으로 불리워지면서 Karpoff and Walkling(1990) 등에 의해 NASDAQ에서도 확인된 바 있다. 이들의 요점은 거래비용이 클수록 배당획득이 적을 것이기 때

문에 배당부 가격의 상승과 배당락 가격의 하락이 작아질 것이므로 배당락의 크기도 작아진다는 점이다. 즉 배당락은 거래비용과 (-)의 관계가 있다.

배당락에 대한 거래비용의 영향은 시장미시구조론(market microstructure)적 접근을 통해서도 확인되고 있다. 예를 들면 Frank and Jagannathan(1998)은 조세가 없는 경우에도 배당부 가격이 낮아지고 배당락 가격이 높아질 수 있음을 지적하였다. 즉 시장조성자 (market maker)의 매도호가와 매수호가는 배당을 높게 평가하여 결정될 것이기 때문에, 배당을 고려한 매도자는 배당부로 매도하고 매수자는 배당락으로 매수하는 것이 유리하게 된다. 따라서 배당부 가격은 낮아지게 되고 배당락 가격은 높아지게 되는데 결국 배당락의 크기는 그만큼 작아지게 된다. 이 때 호가스프레드가 크다면 배당부 매도 - 배당락 매입의 경향은 더 강화될 것이기 때문에 배당락의 크기는 더 작아지고 거래비용과 배당락은 (-)의 관계를 가지게 된다. 이들은 가설을 검정하기 위하여 배당 및 자본이득에 대해 조세가 부과되지 않는 홍콩을 대상으로 실증분석을 시도하였는데 가설을 지지하는 결과를 얻었다.

Karpoff and Walkling(1990)와 Frank and Jagannathan(1998)의 연구는 거래비용으로 인해 배당락의 크기가 작아질 것이라고 주장하였다는 점에서 같지만 두 이론의 실증적 의미는 많이 다르다. 즉 전자는 조세 등의 이유로 배당획득이 있어서 배당락의 크기가 커지지만 다만 그 크기가 거래비용으로 인해 작아진다는 것을 의미할 뿐이다. 하지만 후자는 배당획득이 발생할 요인이 없는 경우에도 시장미시구조의 특성으로 인해 배당부 호가가 높고 배당락 호가가 낮게 결정되기만 하면 거래비용으로 인해 배당락이 작아진다는 것을 의미한다. 따라서 전자의 경우 거래비용은 배당락 증가가 있지만 그 크기를 억제할 뿐이지만 후자의 경우 거래비용은 배당락 자체의 하락을 가져온다. 따라서 배당획득이 유의하게 관찰되지 않을 때 호가스프레드가 유의한 (-)의 관계를 가진다면 이는 배당획득가설보다는 시장미시구조론의 설명이 더 타당함을 시사하는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 배당획득이 유의하게 관찰되었을 때 두 가지 설명요인의 식별은 어렵다.

물론 국내의 연구도 적지 않았는데 배당락제도에 관한 연구와 배당락일의 주가조정에 관한 연구로 크게 구분할 수 있다. 배당락제도에 관한 연구로는 이철송(1991), 김규영(1999), 장호윤 외(2000) 등이 있는데 특히 장호윤 외(2000)는 배당락일 이후 배당정보 공시에 주목하면서 선(先)공시 배당을 주장한 바 있다. 한편 배당락일의 주가조정에 관한 연구로는 우춘식(1993), 김성민(1997)과 윤평식 외(1998)가 있다. 특히 우춘

식(1993)과 윤평식 외(1998)는 배당 1원에 대해 각각 2.043원과 1.342원의 배당락을 보고한 바 있다.[4] 이 결과는 배당 지급액보다 주가하락이 더 크다는 것을 의미한다. 하지만 배당락일의 주가조정에 관한 기존의 연구는 개선의 여지를 안고 있는 것으로 보인다. 우선 보고된 바에 따르면 배당에 비해 배당락이 과다한 것으로 볼 수 밖에 없는데 이를 액면 그대로 받아들이기는 어렵다. 왜냐하면 배당락일의 주가변동이 배당 이외의 다른 요인에도 의존할 수 있기 때문이다. 특히 12월 결산종목의 경우 배당부 최종거래일과 배당락일간의 기간이 보통 1주일 정도이기 때문에 배당 이외의 요인에 대해 적절히 통제하지 않는다면 정확한 배당락률을 얻기는 힘들다. 우리나라 증권거래소의 경우 대부분의 종목이 12월 결산인 점을 감안하면 이 문제를 간과하면 곤란할 것이다.

둘째로 이미 언급한 바와 같이 배당락은 배당획득과 거래비용 등에 의해 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 따라서 이에 따른 효과를 함께 분석하지 않는다면 배당락의 적절성에 대한 논의 자체가 성립되지 못할 수도 있다. 왜냐하면 이외의 다른 요인이 배당락에 영향을 미친다면 배당금액과 배당락일의 주가변동만으로 배당락을 평가할 수는 없기 때문이다.

이에 본 연구는 이와 같은 문제점을 해결할 수 있는 방법을 이용하여 배당락에 관하여 분석하고자 한다. 즉 배당락일의 주가변동으로부터 배당락의 효과를 구분하고 배당락에 영향을 미치는 여러 요인을 포함시킴으로써 미래 배당에 비추어 어느 정도의 배당락이 이루어져 왔는가에 관한 실증분석결과를 얻고자 한다.

Ⅲ. 자료 및 연구방법

1. 자료의 설명

표본은 1998년 9월부터 2000년 6월까지 결산한 증권거래소 상장법인의 보통주 및 우선주 중 관리대상종목을 제외한 모든 종목을 대상으로 하였다. 1998년 9월부터

4) 한편 배당락일 종가를 기준으로 계산된 배당락률도 보고되었는데 우춘식(1993)과 윤평식 외(1998) 각각은 배당 1원에 대해 0.723원과 0.246만큼 주식가격이 하락한 것으로 보고하였다. 이들은 이에 대해 배당락이 배당락일 하루 동안 이루어지는 것으로 해석하였다.

1999년 6월까지의 결산종목을 98년 자료로 구분하였고 1999년 9월부터 2000년 6월까지의 결산종목을 99년 자료로 구분하였다. 98년 자료 436개 중 86.5%인 377개 종목이 12월 결산이었으며 11월, 3월, 9월 결산은 각각 2개, 52개, 5개 종목이었다. 또한 99년 자료 687개 중 12월 결산은 79.6%인 547개였으며 11월, 3월, 6월, 9월은 각각 5개, 94개, 28개, 13개 종목이었다.

본 연구는 보통주와 우선주를 모두 연구대상으로 삼았는데 98년 종목 중 우선주는 70개로 16.1%를 차지하였고 99년 종목 중 우선주는 111개로 역시 16.2%를 차지하였다.[5] 또한 98년 종목 중 1부 종목은 130개로 29.8%를 차지하였으며 99년 종목 중 1부 종목은 267개로 38.9%를 차지하였다. 배당락과 동시에 권리락이 이루어진 종목들도

〈표 1〉 표본기업

구분		98년		99년	
종 목	보통주	366	83.9%	576	83.8%
	우선주	70	16.1%	111	16.2%
결산일	3월	52	11.9%	94	13.7%
	6월			28	4.1%
	9월	5	1.1%	13	1.9%
	11월	2	0.5%	5	0.7%
	12월	377	86.5%	547	79.6%
소속	1부	137	29.8%	267	38.9%
	2부	299	70.2%	420	61.1%
권리락 여부		45	10.3%	14	2.0%
합계		436	100.0%	687	100.0%

주) 표본은 12월, 3월, 6월, 9월, 11월 결산종목을 포함하고 있으며 관리대상종목은 제외한 것임.

5) 본 연구는 배당획득효과의 분석을 위해 구형 우선주만을 이용하는 것이 좋다고 판단하여 구형 우선주만을 대상으로 하였다. 구형 우선주는 96년 상법 개정 전에 발행된 것으로 보통주보다 배당을 1% 더 주도록 되어 있으며 신형 우선주는 법개정 이후 발행된 것으로 종목의 끝에 B자가 붙어 있으며 최저배당률이 정관에 명시되어 있다.

있었는데 98년 자료의 경우 45개로 전체에서 10.3%나 차지하였지만 99년의 자료의 경우 14개로 전체에서 2%에 그쳤다.[6] [7] 한편 각 통계자료는 증권거래소의 '종목별 매매정보 데이터베이스'와 한국신용평가의 KIS - FAS를 이용하였다.[8]

2. 시장미시구조론적 접근(market microstructure approach)

시장미시구조론의 특징은 서로 다른 역할을 하는 투자자가 주식시장 내에 존재한다는 점에 착안하고 있다. 즉 주식시장에는 4종류의 투자자가 있다고 가정한다. 즉 매수자, 매도자, 시장조성자(market maker), 잡음거래자(noise trader)가 있다.

우선 매수자와 매도자는 외생적인 이유에 의해 주식을 매수 혹은 매도하려는 투자자로서 배당을 중요시하여 거래시점, 즉 '배당부(cum dividend)로 거래할 것인가 아니면 배당락(ex-dividend)으로 거래할 것인가'에 관심을 가지게 된다. 이들은 시장주문(market order)을 통해 거래하게 되는데 매수자는 가장 낮은 매도호가(ask price)으로 매수하고 매도자는 가장 높은 매수호가(bid price)으로 매도한다.

이들과 달리 시장조성자의 배당에 대한 평가는 매수자 혹은 매도자보다 높은데, 시장조성자는 이에 근거하여 행동한다.[9] 즉 이들은 매수자 혹은 매도자와는 달리 지정

---

6) 배당락과 함께 권리락이 동시에 이루어진 경우 이를 표본에서 제외해도 실증분석결과의 주요내용에는 큰 차이는 없었다. 다만 권리락 자체의 효과가 없었다고 보기는 어려웠는데 이하에서는 권리락이 동시에 실시된 경우 이에 대한 가변수를 설명변수로 포함시켰다.

7) 현금배당과 달리 주식배당의 경우 사업연도 말 15일 전까지 주식배당내용이 공시되어야 하기 때문에 주식배당은 배당락 기준가를 산정하는 데 반영된다. 표본 중 주식배당이 동시에 실시된 것은 98년의 경우 82개로 표본 전체에서 18.9%, 99년의 경우 83개로 12.1% 정도 차지하였다. 무시할 수 없을 정도로 큰 비중을 차지하고 있기 때문에 이 종목들을 표본에서 제외하지 않았다. 이와 관련하여 언급할 만한 것은 주식배당이 공시된 경우에는 배당부 종가와 배당락 기준가가 달라지기 때문에 이하에서는 주가변동률 및 배당수익률을 계산할 때 배당락 기준가를 사용하는 것이 타당하다는 점이다.

8) 주당현금배당(dividend per share)의 통계는 WISE Financial Networ의 데이터베이스를 이용하였는데 이를 제공해 주신 전혜원 씨에게 감사드린다.

9) 시장조성자의 배당평가가 높은 것은 비대칭적 정보(asymmetric information) 하에서 시장미시구조론의 기본 가정이다. 이에 대해 Frank and Jagannathan(1998)은 시장조성자가 매수자 혹은 매도자에 비해 더 인내심이 많다(more patient)는 점을 지적하기도 한다.

가주문(limit order)을 통해 거래함으로써 매수호가와 매도호가를 형성하는 역할을 한다. 끝으로 잡음거래자는 매수자 혹은 매도자, 그리고 시장조성자와 달리 배당을 고려하지 않는 투자자이다. 따라서 이들은 시장주문을 통해 거래한다는 점에서 시장조성자와 구분되며 배당부거래와 배당락거래 중 어느 것이 유리한지를 판단하지 않는다는 점에서 매수자 혹은 매도자와도 구분된다.

1단계 : 한계투자자의 거래가격

배당락률을 유도하기 위하여 배당부 종가와 배당락 시가를 구한다. 그런데 배당부 종가와 배당락 시가는 한계투자자가 누구인가에 따라 달라진다. 따라서 가장 먼저 위에서 설명된 각 투자자들이 한계투자자라고 할 때 배당부 종가와 배당락 시가가 어떻게 결정되는지를 유도하기로 한다.

이미 언급한 바와 같이 매수자 혹은 매도자, 잡음거래자는 주어진 매수호가와 매도호가에 따라 거래할 뿐이다. 따라서 최종거래자가 매수자라면 거래가격은 매도호가가 될 것이며, 반대로 최종거래자가 매도자라면 거래가격은 매수호가가 될 것이다. 또한 최종거래자가 잡음거래자라면 거래가격이 매수호가인지 혹은 매도호가인지 알 수 없으므로 거래가격 P는 지시함수 I를 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다. 여기에서 지시함수는 매수호가로 주문하게 될 때 1의 값을 가지고 매도호가로 주문하게 될 때 0의 값을 가지며 각각의 확률은 같다고 가정한다.

$$P_t = I_t P_t^b + (1 - I_t) P_t^a \tag{1}$$

단, P^a 와 P^b 는 매도호가와 매수호가를 나타낸다.

이들과 달리 시장조성자는 배당을 고려하여 매수호가와 매도호가를 설정한다. 따라서 시장조성자는 스스로의 배당부 매도주문과 배당락 매도주문에 대해서 무차별하도록 매도호가를 설정하게 될 것이다. 같은 이유로 배당부 매수주문과 배당락 매수주문에 대해서도 무차별하도록 매수호가를 설정한다. 결국 매도 혹은 매수 각 경우에 대해, 시장조성자가 평가하는 배당 1원의 가치를 δ_M^a, δ_M^b 이라고 하면 다음의 식이 성립한다.

$$P_0^a = E[P_1^a] + \delta_M^a D, \quad P_0^b = E[P_1^b] + \delta_M^b D, \text{ where } 0 < \delta_M^a, \delta_M^b \leq 1 \tag{2}$$

물론 여기에서 배당 1원의 가치는 미래에 지급될 배당1원의 배당락 시기 현재가치이다. 시장조성자가 평가하는 배당1원의 가치는 매수자 혹은 매도자가 평가하는 배당1원의 가치보다 더 크다.

2단계 : 매도자는 배당부로 매도, 매수자는 배당락으로 매수

우선 매수자에게 배당락 매수가 유리하기 위해서는 다음의 (3)식이 성립해야 한다. 즉 배당락 매도호가가 배당부 매도호가에서 배당의 가치를 뺀 값보다 더 낮아야 한다.

$$P_0^a - \delta_B D > E[P_1^a] \tag{3}$$

여기에서 δ_B는 매수자가 배당 1원에 대해 평가하는 가치이다. 그런데 앞의 논의에 따르면 시장조성자가 평가하는 배당의 가치는 매수자에 비해 더 높기 때문에 (2)식을 이용하였을 때 (3)식은 항상 성립한다. 즉 다음의 (4)식이 성립한다면 매수자는 배당락으로 매수하는 것이 유리하므로 항상 배당락으로만 매수하게 될 것이다.

$$[\delta_M^a - \delta_B] D > 0 \tag{4}$$

또한 매도자의 경우에도 배당부로만 매도하는 것이 항상 유리하게 된다. 즉 매도자가 배당 1원에 대해 δ_S 만큼 평가한다면 다음의 (5)식이 성립할 때 매도자는 배당부로 매도하는 것이 유리하다.

$$P_0^b - \delta_S D > E[P_1^b] \tag{5}$$

그런데 (2)식을 이용하면 (5)식은 다음의 (6)식이 성립할 때 항상 성립한다. 즉 시장조성자가 매도자에 비해 배당을 더 높이 평가한다면 매도자는 배당부로만 매도하게 된다.

$$[\delta_M^b - \delta_S]D > 0 \tag{6}$$

요약하면 매수자는 배당락으로만 매수하고 매도자는 배당부로만 매도하게 된다. 이 결과가 의미하는 바는 적지 않다. 즉 매수자와 매도자의 이같이 행동은 배당부 종가가 낮아지고 배당락 시가는 높아지도록 작용할 것이기 때문이다. 따라서 배당부 종가와 배당부 시가로 계산되는 배당락률은 매수자와 매도자의 행동으로 인해 높아질 수 밖에 없다.

3단계 : 배당락률의 유도

매수자와 매도자의 비중이 같다고 가정하고 최종거래자가 잡음거래자가 될 확률을 1-π라고 하면 최종거래자가 매수자 혹은 매도자가 될 확률은 π가 된다. 그러면 배당부 종가와 배당락 시가는 다음과 같이 주어질 것이다.

$$P_0 = J_0 P_0^b + (1-J_0)[I_0 P_0^b + (1-I_0)P_0^a], \quad P_1 = J_1 P_1^b + (1-J_1)[I_1 P_1^b + (1-I_1)P_1^a] \tag{7}$$

여기에서 지시함수 J는 다음과 같이 정의한다. 즉 J_0가 1이면 배당부 최종거래자는 매도자가 되고 0이면 배당부 최종거래자는 잡음거래자이다. 또한 J_1 이 1이면 배당락 최초거래자는 매수자가 되고 0이면 최초거래자는 잡음거래자이다.
따라서 배당부 종가와 배당락 시가에 대한 기대값은 각각 다음과 같다.

$$E[P_0] = E\left[\frac{P_0^a + P_0^b}{2} - \pi\left(\frac{P_0^a - P_0^b}{2}\right)\right], \quad E[P_1] = E\left[\frac{P_1^a + P_1^b}{2} - \pi\left(\frac{P_1^a - P_1^b}{2}\right)\right] \tag{8}$$

그런데 매수주문과 매도주문의 경우 시장조성자의 배당에 대한 평가, 즉 δ_M^b과 δ_M^a의 평균을 δ_M이라 하면 (2)식으로부터 다음을 얻게 된다.

$$\frac{P_0^a + P_0^b}{2} = E\left[\frac{P_1^a + P_1^b}{2}\right] + \delta_M D \tag{9}$$

이제 식 (8)과 (9)를 이용하여 정리하면 다음이 유도된다.

$$E[P_0 - P_1] = -\pi\left(\frac{P_0^a - P_0^b}{2} + \frac{E[P_1^a] - E[P_1^b]}{2}\right) + \delta_M D \tag{10}$$

$$E\left[\frac{P_0 - P_1}{P_0}\right] = -\pi\left(\frac{P_0^a - P_0^b}{2P_0} + \frac{E[P_1^a] - E[P_1^b]}{2P_0}\right) + \delta_M \frac{D}{P_0} \tag{11}$$

여기에서 배당수익률은 배당락 시점에서의 현재가치이며 여기에는 배당소득세율이 반영되어 있다. 또한 호가스프레드는 배당부 스프레드와 배당락 스프레드의 기대값의 평균을 배당부 종가로 나누어 준 값이다.

이 결과에 따르면 배당락률은 배당수익률과 호가스프레드에 의존한다. 배당락률이 배당수익률에 의존한다는 것은 잘 알려진 것이지만, 주목해야 하는 것은 배당락률이 호가스프레드에도 의존한다는 점이다. 바로 이 결과가 배당락률 퍼즐을 이론적으로 설명할 수 있기 때문이다. 즉 기존의 연구에 따르면 배당락률은 조세를 감안하더라도 배당수익률보다 작다고 알려져 있다. 그런데 (11)식에 따르면 배당락률은 호가스프레드에도 의존하는데 그 부호가 (-)의 값이므로 배당락률은 그만큼 작아지게 된다. 따라서 배당락률이 배당수익률보다 더 작아지는 이유는 호가스프레드에 의해 설명될 수 있는 것이다.

3. 배당획득가설(dividend capture hypothesis)

Kalay(1982, 1984), Lakonishok and Vermaelen(1983, 1986), Karpoff and Walkling(1990) 등의 연구에 따르면 적극적인 배당투자(dividend capture trading)가 이루어지는 주식의 경우 배당락일 수익률은 거래비용과 (+)의 관계를 가지게 된다.

투자자에는 장기투자자와 배당투자자가 있다고 가정하자. 장기투자자는 배당 이외의 외생적인 이유에 의해 투자하는 투자자로 배당부일에 거래할 것인가 아니면 배당락일에 거래할 것인가에 대해서만 관심을 가지고 있다고 하자. P_0와 P_1을 배당부 종가와 배당락 시가라 하고 P^*을 최초의 매수가격이라고 하자. 한편 t_L을 장기투자자

에 대한 배당소득세율이라 하면 다음의 조건이 성립할 때 장기투자자는 배당부 거래와 배당락 거래에 대해 무차별하게 된다.

$$(P_0 - P^*) = (P_1 - P^*) + D(1 - t_L) \tag{12}$$

따라서 시장에서 관찰되는 배당락율 r을 아래와 같이 정의하면 균형을 의미하는 (12)식으로부터 배당락율 $(P_1 - P_0 + D)/P_0$ 은 다음과 같이 유도된다.

$$r = t_L\left(\frac{D}{p_0}\right) \tag{13}$$

여기에서 r은 장기투자자에 의해 유지되는 균형으로부터 얻은 수익률이다. 그런데 배당소득세율 t_D 가 낮은 투자자가 있어서 이들이 배당투자를 하게 된다면 다음과 같은 조건이 성립되어야 할 것이다.[10]

$$(P_1 - P_0) + D(1 - t_D) \le X \tag{14}$$

식 (14)는 다음과 같은 것을 의미한다.

$$r > \frac{X + D t_D}{P_0} \equiv r_D \tag{15}$$

---

10) 배당소득이 종합과세되는 상장법인 대주주의 경우 배당세액공제가 있으므로 이를 고려하여 최고배당소득세율을 계산하면 다음과 같다. 우선 배당세액공제는 최소가 되어야 하므로 법인세율이 16%라고 가정하면 배당 1원에 대해 귀속법인세는 0.16/(1-0.16)이다. 한편 종합소득세율이 최고세율인 40%라고 하면 종합과세에 따른 배당 1원에 대한 배당소득세율은 (1+0.19)×(0.4-0.19) = 28.6%가 된다. 배당세액공제에는 공제한도가 있으므로 배당세액공제액이 0.19보다 작아진다면 최고배당소득세율은 더 높아질 것이다. 법인세율이 28%라면 귀속법인세가 0.28/(1-0.28) = 38.9%이므로 종합소득세율이 최고세율인 40%라고 하더라도 배당1원에 대한 배당소득세율은 (1+0.389)×0.4 - 0.389 = 16.6%가 된다.

즉 r_D는 배당투자의 수익률인데 이 수익률이 장기투자자의 것보다는 낮아야 한다. 배당투자자의 수익률이 장기투자자의 것보다 낮기 위해서는 배당소득세율이 충분히 낮아서 배당투자에 따른 거래비용의 발생을 상쇄하고도 남아야 한다. 만약 그런 조건이 충족된다면 한계투자자는 배당투자자일 것이므로 배당락률은 r_D가 될 것이다. 중요한 것은 배당투자자의 수익률이 거래비용과 (+)의 관계를 가진다는 점이다. 따라서 한계투자자가 배당투자자가 된다면 배당락률은 거래비용과 (+)의 관계를 가지게 된다.

4. 연구방법

본 연구는 두 가지 방법에 의해 배당락에 관한 실증연구를 시도한다. 첫째는 기술적 통계를 이용한 방법이고 둘째는 회귀분석을 이용한 방법이다.

회귀분석방법은 앞에서 언급한 바와 같이 기존의 연구에서 나타난 문제점을 해결할 수 있도록 고안된 것이다. 첫째로 배당락일의 주가변동으로부터 배당락의 효과를 구분할 수 있도록 적절한 통제변수를 포함시켜야 하며, 둘째로 배당락에 영향을 미치는 여러 요인을 포함시킴으로써 배당락에 관한 포괄적인 실증분석결과를 얻고자 한다.

회귀분석에서는 표본 종목의 98년 자료와 99년 자료를 이용하여 횡단면분석을 시도한다. 이 때 추정하고자 하는 방정식을 정리하면 다음과 같다. 단, 하첨자 0과 1은 배당부 최종거래일과 배당락일을 의미하며, 상첨자 a와 b는 각각 매도호가와 매수호가를 의미한다.

$$R = \alpha_1 + \alpha_2 dy + \alpha_3 (beta \cdot market) + \alpha_4 spread + \alpha_5 volume + \alpha_6 term + + \alpha_7 dummy + u ,$$

$$\text{where } R \equiv \frac{P_0 - P_1}{P_0}, \quad dy = \frac{E[D]}{P_0}, \quad spread \equiv 2\left(\frac{P_0^a - P_0^b}{P_0^a + P_0^b}\right) + 2\left(\frac{E[P_1^a] - E[P_1^b]}{E[P_1^a] + E[P_1^b]}\right) \tag{16}$$

여기에서 R은 주가변동률을 의미하는데 배당락 기준가(P_0)에서 배당락 시가(P_1)를

차감한 후 배당락 기준가로 나눈 값으로 정의한 것이다.[11] 배당락 기준가를 이용하여 주가변동률을 정의한 것은 주식배당 등의 효과를 제거하고 현금배당만의 효과를 포착하기 위한 것이다.

또한 dy은 배당수익률(dividend yield)인데 배당락일 이후 실제로 지급된 현금배당 E(D)을 배당락 기준가로 나눈 값으로 정의한다. 배당수익률의 추정계수는 배당 1원에 대해 배당락이 얼마나 이루어지는가를 의미하는데 그 값은 배당소득세율과 할인율에 의존하게 될 것이다. 이 계수가 할인율에 의존하게 되는 것은 현금배당이 미래의 값이기 때문이다. 중요한 것은 투자자들의 배당소득세율이 같다고 하더라도 투자자별로 할인율의 차이가 있을 수 있다는 점이다. 그것은 미래의 현금배당에 부여하는 가치의 차이를 의미하는 것으로 할인율이 위험프레미엄을 포함하는 한 불가피한 일이다. 따라서 미래의 현금배당에 대해 높은 가치를 부여하는 투자자라면 – 마치 배당소득세율이 낮은 투자자들처럼 – 배당획득에 참여할 가능성이 있다.

우리나라의 경우 배당소득세율을 22%(주민세 포함), 할인율을 98년과 99년 회사채 수익률의 평균인 연 11.98%라 하면 미래에 지급될 배당 1원에 대해 배당락일 현재 0.758원 정도의 배당락이 이루어져야 한다. 따라서 배당수익률의 추정계수가 0.758과 유의한 차이를 보인다면 이에 대해서는 추가적인 설명이 필요하게 된다. 즉 배당락에 영향을 미치는 다른 요인들이 있다는 것인데 이를 분석하기 위하여 배당획득과 거래비용의 효과를 함께 검정해야 할 것이다.

beta는 CAPM에 의한 것으로 일별 수익률을 이용하여 구한 것인데 자료는 배당락일 전후 6개월간, 총 1년간의 자료를 이용하였다. 또한 market는 종합주가지수를 이용하여 계산된 시장수익률이다.

Spread는 호가스프레드이며 이 값은 매도호가 - 매수호가의 차이를 매도호가와 매수호가의 평균으로 나누어 계산한 값을 배당부 최종거래일과 배당락일에 대해 평균을 구한 값이다(Karpoff and Walkling, 1990). 거래비용으로 인식되는 호가스프레드는 배당획득에 부정적인 영향을 미치는 변수이다. 따라서 배당획득이 배당락률에 (+)의 영향을 미치는 한, 호가스프레드는 그 반대인 (-)의 영향을 미쳐야 할 것이다. 또한 조세의 효과가 없더라도 Frank and Jagannathan(1998)의 시장미시구조론적 접근에 의하면 호가스프레드의 추정계수는 (-)이 되어야 할 것이다.

---

11) 주식배당 또는 권리락이 있었을 경우 이를 조정한 후 배당락 기준가를 계산하였다.

다음으로 Volume은 거래량변수이며 배당락일 전후의 일 거래량을 일 거래량의 연평균으로 나누어 준 값이다. 이 값이 1보다 크면 연평균 거래량에 비해 거래량이 많다는 것을 의미한다. 배당획득이 있을 경우 Lakonishok and Vermaelen(1986)에 따르면 거래량이 증가하고 배당락률도 높아질 것이므로 이 변수의 추정계수는 (+)의 값을 가져야 한다.

요약하면 배당락이 배당획득에 의해 영향을 받는다면 Volume은 (+)의 계수를, Spread는 (-)의 계수를 가질 것이며 우선주 가변수는 (+)의 값을 가져야 한다. 이들의 효과가 크면 클수록 배당수익률의 계수는 그만큼 작아질 것이므로 배당수익률과 주가변동률만으로 배당락의 효과를 검정하는 것은 무리가 따르는 일이다.

다음의 변수들은 배당락일의 주가변동으로부터 배당락 이외의 요인을 제거하기 위하여 포함시킨 것이다. term은 배당부 최종거래일과 배당락간의 일수로 정의한다. 이들을 설명변수로 포함시킨 것은 계산된 주가변동률이 배당락효과만을 반영한다고 보기 어렵기 때문이다. 특히 12월 결산종목의 경우 배당부 최종거래일과 배당락일간에는 7일 정도의 간격이 있었다. 따라서 배당락 이외의 수익률 결정요인이 작용할 것이므로 이를 고려하기 위해 이 변수를 포함시켰다.

가변수(dummy variable)들을 추가할 것인데 가장 중요한 것은 우선주에 대해 1의 값을 가지고 보통주에 대해 0의 값을 가지는 가변수이다. 우선주는 보통주에 비해 현금배당이 많은 편이므로 배당획득이 시도될 가능성이 높다. 따라서 배당획득이 발생한다면 배당수익률 및 수익률 결정요인 등에 의해 통제된다고 하더라도 우선주의 배당락률이 보통주에 비해 더 클 수 있다. 즉 우선주의 가변수가 유의한 (+)의 값을 가진다면 배당획득을 지지하는 결과로 해석할 수 있을 것이다.

다음으로 권리락에 대한 가변수는 권리락과 배당락이 동시에 이루어졌을 때 1의 값을, 배당락만 이루어졌을 때 0의 값을 가진다. 소속에 대한 가변수는 1부 종목에 대해 0의 값을, 2부 종목에 대해 1의 값을 가진다. 결산월별 가변수가 포함될 것인데 3월, 6월, 9월, 11월 결산종목에 대해 각각 1의 값을 가지며 그렇지 않은 경우 0의 값을 가진다.

결국 회귀분석에 이용되는 설명변수는 크게 세 가지로 분류될 수 있다. 첫째는 배당수익률이며 둘째는 배당락에 영향을 미치는 배당 이외의 다른 요인의 효과분석을 위한 것이고 셋째는 주가변동에서 배당락 이외의 현상을 제거하기 위한 것이다. 이들 모두의 추정결과를 종합하여 배당락에 관한 시사점을 이끌어 내고자 한다. 한편 횡단

면분석에는 이분산성을 고려하여 White의 heteroskedasticity consistent standard errors를 이용하였다.

Ⅳ. 실증분석결과

1. 표본종목의 기술적 통계 분석

기술적 통계 분석을 배당락 분석의 출발점으로 삼고자 하며, 보통주와 우선주의 비교가 주요 과제이다. 우리나라의 경우에도 우선주 배당은 보통주 배당보다 많은 편이다. 그런데 배당수익이 많을 경우 이를 목표로 한 배당획득이 발생할 가능성이 높기 때문에 우선주와 보통주의 차이에 대해 주목하고자 한다.

우선 <표 2>의 '주가변동률'은 현금배당만을 다루기 위하여 [(배당락 기준가 - 배당락 시가)/배당락 기준가]로 계산한 것이며 '배당수익률'은 미래 실제로 지급된 현금배당을 이용하여 (현금배당/배당락 기준가)로 계산한 것이다. 또한 '호가스프레드'는 배당부 최종거래일의 (매도호가 - 매수호가)/[(매도호가+매수호가)/2]이며 '거래량'은 배당부 최종거래일의 (일 거래량/연평균 거래량)이다.

우선 배당수익률의 평균을 보면 보통주의 경우 98년과 99년 각각 1.8%와 2.6%였으며 우선주의 경우 98년과 99년 각각 3.2%와 4.7%로 나타나서 우선주의 배당수익률이 98년과 99년에 각각 1.4%, 2.1% 더 높았음을 알 수 있다. 따라서 주가변동률도 우선주의 경우 더 크게 나타나고 있는데 우선주의 주가변동률은 98년과 99년에 각각 2.4%와 7.4%였으며 보통주의 주가변동률은 98년과 99년에 각각 -0.6%와 3.4%였다. 결국 주가변동률의 경우에도 우선주가 보통주에 비해 98년과 99년 각각 3.0%와 4.0%가 더 높았다.[12)]

12) 이전의 국내연구와 같이 가격하락률(price decline ratio)을 계산하면 보통주의 경우 98년과 99년 각각 -0.33와 1.31이며 우선주의 경우 98년과 99년 각각 0.57과 1.75가 된다.

〈표 2〉 표본종목의 기술적 통계

구분	표본수	평균	최대값	최소값	표준편차
보통주 (98년)					
주가변동률	366	-0.006	0.150	-0.150	0.052
배당수익률	366	0.018	0.109	0.000	0.016
호가스프레드	362	0.012	0.245	0.001	0.019
거래량	365	1.119	18.304	0.016	1.215
보통주 (99년)					
주가변동률	576	0.034	0.150	-0.149	0.062
배당수익률	576	0.026	0.287	0.000	0.034
호가스프레드	547	0.015	0.186	0.001	0.021
거래량	563	0.898	12.01	0.032	0.804
우선주 (98년)					
주가변동률	70	0.024	0.150	-0.149	0.075
배당수익률	70	0.032	0.152	0.000	0.030
호가스프레드	66	0.025	0.154	0.001	0.032
거래량	69	1.540	8.562	0.112	1.225
우선주 (99년)					
주가변동률	111	0.074	0.150	-0.148	0.075
배당수익률	111	0.047	0.262	0.000	0.057
호가스프레드	106	0.023	0.135	0.001	0.028
거래량	108	0.825	4.313	0.113	0.785

주 1) 표본은 <표 1>의 주와 같음.

2) '주가변동률'은 [(배당락 기준가배당락 시가)/배당락 기준가]이고 '배당수익률'은 (현금배당/배당락 기준가)임. 또한 '호가스프레드'는 배당부 최종거래일의 (매도호가 -매수호가)/ [(매도호가+매수호가)/2]이며 '거래량'은 배당부 최종거래일의 (일 거래량/연평균 거래량)임.

3) 우선주와 보통주간의 배당수익률 및 주가변동률의 차이, 호가스프레드의 차이는 98년과 99년 모두 99% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났으며 거래량의 차이는 98년에만 95% 유의수준에 유의한 것으로 나타났음.

우선주의 경우 주가변동률이 더 높은 것은 배당수익률이 더 높았다는 사실로부터 자명한 것이지만 우선주와 보통주의 배당수익률 차이보다 주가변동률 차이가 2배 정도 더 크다는 점이 주목할 만한 사실이다. 즉 배당수익률에 비추어 볼 때 우선주의 배당락이 보통주의 배당락보다 더 크게 이루어진다는 것을 의미한다. 이는 우선주의 높은 배당수익을 목표로 한 배당획득이 이루어져 왔다는 것을 시사하는 것이다.

한편 거래비용을 의미하는 호가스프레드는 평균을 기준으로 할 때 보통주의 경우 98년과 99년 각각 1.2%와 1.5%였으며 우선주의 경우에는 98년과 99년 각각 2.5%와 2.3%로 나타났다. 이는 배당락 직전에 우선주의 거래비용이 보통주의 거래비용보다 크다는 것을 의미하는 것이다. 따라서 우선주의 경우 배당수익률은 높아서 배당획득이 이루어질 가능성이 높지만 그만큼 거래비용도 커서 배당획득의 가능성이 제한되고 있음을 알 수 있다. 따라서 우선주에 대한 배당획득이 있었다면 이는 높은 거래비용에도 불구하고 이루어진 것으로 우선주의 높은 배당수익률이 그만큼 투자자에게 매력적이었음을 의미한다.

거래량 통계는 부분적으로, 즉 98년의 경우 배당획득의 가능성을 지지하는 것으로 볼 수 있다. <표 2>에 따르면 98년 보통주의 거래량이 1.12임에 비해 우선주의 거래량은 1.54를 보이고 있다. 본 연구에서 정의한 바에 따르면, 이는 보통주의 경우 98년 배당부 최종거래일 거래량이 연평균에 비해 1.1배 더 크지만 우선주의 경우에는 1.54배 더 크다는 것을 의미한다. 따라서 보통주에 비해 우선주의 경우 배당부 최종거래일에 거래량이 더 크게 증가하였다는 것을 의미하는데 Lakonishok and Vermaelen(1986)에 따르면 전형적으로 배당획득이 이루어지는 경우에 해당된다. 하지만 거래량 통계가 우선주에 대한 배당획득의 가능성을 일관되게 지지하지는 않는다. 99년의 경우에는 보통주와 우선주 모두 배당부 최종거래일에 거래량이 감소한 것으로 나타났는데 우선주의 경우 더 크게 감소한 것으로 나타났기 때문이다.[13]

결론적으로 99년의 거래량 분석을 제외하면, 보통주와 우선주의 비교는 배당획득의 가능성을 시사한다. 즉 다른 투자자에 비해 현금배당의 가치를 높게 평가하는 투자자가 있어서 이들에 의해 배당획득이 이루어졌을 것이다. 다만 이에 대한 엄밀한 분석을 위해 이하에서 회귀분석을 시도하기로 하자. 이제 남은 과제는 왜 투자자들간에 현금배당의 가치평가가 다른가 하는 점이다. 이 가능성에 대해서는 이미 언급한 바와

13) 우선주의 거래량이 보통주에 비해 더 크게 증가하지 않았다는 결과는 배당락일 혹은 배당락 직전 일정기간 동안의 거래량을 이용하더라도 99년의 경우에는 마찬가지였다.

같이 한계세율 혹은 할인율의 차이가 지적될 수 있을 것이다. 이 중에서 할인율의 차이가 원인이 될 수 있는 것은 우리나라의 경우 현금배당이 배당락일 이후에 공시되기 때문에 초래될 수 있음을 지적해 둔다.

끝으로 <표 2>에서 주가변동률의 최대값과 최소값을 보면 각각 ± 15% 정도임을 알 수 있다. 이는 증권거래소의 가격제한폭이 ± 15%이기 때문인데 이로 인해 배당락이 충분히 이루어지지 못하는 경우가 있었을 것이다. 특히 <표 2>를 보더라도 배당수익률이 15%를 넘는 경우가 있었고 배당락 이외에도 주가변동요인이 있었을 것이기 때문에 이를 감안하면 가격제한폭제도는 배당락에 장애요인임에 틀림없다. 따라서 이하의 회귀분석에서는 가격제한폭제도가 배당락에 미치는 효과를 고려하기로 한다.

2. 회귀분석결과

회귀분석의 결과를 이용하여 배당락의 효율성 및 결정요인을 분석하기로 한다. 우선 변수에 대해 설명하면 다음과 같다. 가장 먼저 '주가변동률'과 '배당수익률', '호가스프레드', 그리고 '기간'은 앞에서 정의된 것과 같으며 '베타'는 배당락일 전후 1년간의 수익률을 이용하여 계산된 것이다.[14] 또한 '거래량'은 배당락일 직전 5일간의 (일거래량/연평균 거래량)의 평균이며, 가변수들도 앞에서 정의된 것과 같다.[15]

<표 3>과 <표 4>의 회귀분석결과는 표본종목 전체를 대상으로 한 것이지만 일부 변수의 값을 구할 수 없는 경우 표본에서 제외하였다. 회귀분석결과는 모든 결산종목을 대상으로 한 경우와 12월 결산종목만을 대상으로 한 경우에 대해 보고하고 있는데 이는 12월 결산종목이 압도적으로 많았기 때문이다. 또한 <표 4>는 표본 종목 중 주가변동률이 가격제한폭인 ± 15%에 도달하였을 것으로 짐작되는 종목을 제외한 경우의 결과이다.[16] 그럼에도 불구하고 <표 3>과 <표 4>의 결과가 크게 다른 것은 아니었기

14) 베타를 구할 때 배당락에 따른 효과를 제거하기 위하여 배당락 직전 15일 동안과 배당락일의 수익률은 제외하였다.

15) 거래량 변수는 배당락일 직전 15일부터 배당락 직후 5일 중에서 다양한 기간의 평균으로 측정하였으나 회귀분석결과의 차이가 없었으므로 배당락 직전 5일간의 평균을 이용한 결과만을 보고하기로 한다.

16) 호가 단위가 있음을 감안하여 실제로는 배당락률이 14%를 넘는 경우 표본에서 제외하였다. 여기에 해당되는 종목은 98년의 경우 12개로 3.1%, 99년의 경우 44개로 8.3%나 되었다.

〈표 3〉 회귀분석결과

구분	전체		12월 결산종목	
표본수	915		751	
상수항	0.007	(1.01)***	0.028	(5.45)***
배당수익률	0.482	(9.19)***	0.392	(4.00)***
베타 · 시장수익률	-1.436	(3.16)***	-1.365	(2.95)***
호가스프레드	0.013	(0.12)***	0.027	(0.21)
거래량	0.000	(0.16)***	-0.001	(0.53)
기간	0.003	(2.83)***		
가변수-우선주	0.027	(4.38)***	0.030	(4.01)***
가변수-소속	-0.005	(1.14)***	-0.005	(1.10)
가변수-권리락	-0.020	(1.57)***	-0.026	(1.91)*
가변수-98년 03월 결산	-0.019	(3.01)***		
가변수-98년 09월 결산	-0.021	(1.82)***		
가변수-98년 11월 결산	-0.023	(2.43)***		
가변수-98년 12월 결산	-0.016	(2.02)***	-0.016	(2.07)**
가변수-99년 03월 결산	0.023	(3.01)***		
가변수-99년 06월 결산	0.013	(1.67)***		
가변수-99년 11월 결산	0.062	(1.62)***		
Adjusted R^2	0.221		0.164	
F statistics	20.41		21.54	

주 : 1) 표본은 <표 1>의 주와 같음.

2) 괄호 안은 t-value의 절대값이며 ***, **, *는 각각 99%, 95%, 90% 유의수준에서 유의함을 나타냄

3) '호가스프레드'는 배당부 최종거래일과 배당락일 각각의(매도호가 - 매수호가)/ [(매도호가+매수호가)/2]의 평균임. 또한 '거래량'은 배당락일 직전 5일간의 (일 거래량/연평균 거래량)의 평균이며, '기간'은 배당부 최종거래일과 배당락일간의 기간을 의미함. 한편 '가변수-우선주', '가변수-소속', '가변수-권리락'은 각각 우선주, 2부 종목, 권리락의 경우 1의 값을 가지며, '가변수-결산'은 결산인 경우 1의 값을 가짐.

때문에 가격제한폭제도에 따른 영향이 관찰되었다고 보기는 어렵다.

가장 중요한 변수인 배당수익률의 추정계수는 모든 경우에 (+)의 값을 가졌으며 모두 유의한 편이었다. 배당수익률이 미래에 지급될 현금배당을 근거로 계산된 것임에 비추어 유의한 추정계수가 가지는 의미는 적지 않다.

한편 <표 3>에서 유의한 결과를 보인 모든 종목을 대상으로 한 추정계수는 0.482였고 12월 결산종목의 경우 0.392이었다. 이는 현금배당 1원에 대해 각각 0.482원과 0.392원의 배당락이 이루어진다는 것을 의미하므로 배당수익률과 비교할 때 과소한 배당락을 시사하는 것이다. 특히 22%의 배당소득세율, 11.98%의 할인율, 현금배당지급일까지 90일을 가정한 경우의 0.76보다는 여전히 작은 값이다.

배당수익률의 추정계수가 0.76이라는 귀무가설에 대한 Wald test 결과 <표 3>의 표본 전체를 이용한 경우와 12월 결산종목만을 이용한 경우 각각의 F 통계량이 28.12와 14.13으로 나타나 99% 유의수준에서 귀무가설이 기각되었다. 즉 가격하락률이 0.76이라고 판단하기는 어렵다는 것을 의미한다.

거래량의 추정계수는 전반적으로 유의하지 못했다. <표 3>의 표본 전체를 대상으로 한 경우와 12월 결산종목을 대상으로 한 경우 모두 유의하지 못한 추정계수를 얻었다. 배당획득이 있었다면 배당락 전후 거래량의 증가가 배당락률과 (+)의 관계를 가져야 하므로 이 결과는 배당획득가설 채택의 근거가 약함을 시사하는 것이다.

호가스프레드의 추정계수도 마찬가지였다. 표본 전체를 대상으로 한 경우와 12월 결산법인을 대상으로 한 경우 모두 유의한 결과를 얻지 못했다. 호가스프레드는 거래비용을 의미하기 때문에 배당획득가설이나 시장미시구조론에 의하면 주가변동률과는 (-)의 관계를 가질 것으로 기대되었다. 따라서 이 결과는 의외의 것인데, 배당을 고려하지 않더라도 호가스프레드에 의한 거래비용의 효과가 관찰되지 않는다는 것을 의미하기 때문이다.

주의할 만한 것은 우선주 가변수에 대한 결과이다. 표본 전체를 대상으로 한 경우와 12월 결산종목만을 대상으로 한 경우 모두 유의한 (+)의 추정계수를 얻었다. 본 연구의 가설에 따르면 배당획득이 있었을 때 배당수익률이 높은 우선주의 경우 거래량 증가가 클 것이므로 우선주 가변수의 추정계수는 (+)의 값을 가질 것으로 기대되었다. 따라서 우선주 가변수의 추정계수가 유의한 (+)의 값을 가진다는 것은 배당획득의 가능성을 시사하는 것이다.

그럼에도 불구하고 배당획득의 존재를 확신하기는 여전히 어렵다. 거래량 및 호가

스프레드의 추정결과가 배당획득을 지지하지는 못하였기 때문이다. 따라서 이 결과는 우선주의 경우 배당수익률에 의해 통제되었음에도 불구하고 높은 배당수익률로 인해 추가적인 배당락효과가 일어난다는 것을 의미하는 것으로 받아들일 수 있지만 이 현

〈표 4〉 회귀분석결과 (가격제한폭 종목 제외)

구분	전체		12월 결산종목	
표본수	859		679	
상수항	0.024	(3.02)***	0.026	(5.75)***
배당수익률	0.349	(5.21)***	0.289	(3.19)***
베타 · 시장수익률	-1.196	(3.35)***	-1.104	(3.02)***
호가스프레드	-0.004	(0.03)	0.001	(0.01)
거래량	-0.000	(0.25)	-0.001	(1.04)
기간	-0.000	(0.12)		
가변수 - 우선주	0.018	(2.95)***	0.020	(2.85)***
가변수 - 소속	-0.006	(1.69)*	-0.007	(1.90)**
가변수 - 권리락	-0.001	(0.07)	-0.003	(0.29)
가변수 - 98년 03월 결산	-0.035	(4.22)***		
가변수 - 98년 09월 결산	-0.011	(1.63)		
가변수 - 98년 11월 결산	-0.027	(4.35)***		
가변수 - 98년 12월 결산	-0.028	(2.42)**	-0.012	(1.76)*
가변수 - 99년 03월 결산	0.010	(0.53)		
가변수 - 06월 결산	0.002	(0.28)		
가변수 - 99년 11월 결산	-0.010	(1.40)		
Adjusted R^2	0.136		0.122	
F statistics	10.80		14.32	

주 : 1) 표본은 <표 1>의 주와 같으며 주가하락이 가격제한폭에 도달한 기업을 제외한 것임.
2) <표 3>의 주2)와 같음.
3) <표 3>의 주3)와 같음.

상을 배당획득가설이 설명한다고 보기는 어렵다고 해석해야 할 것이다. 즉 배당획득가설에 대한 근거는 여전히 취약하다고 보아야 할 것이다.

한편 베타의 추정계수는 전반적으로 유의한 (-)의 값을 보였는데 주가변동률의 정의에 비추어 당연한 결과이다. 물론 베타는 종합주가지수에 의한 시장수익률과의 곱을 이용하였는데 표본 전체를 대상으로 한 경우 -1.436과 12월 결산종목을 대상으로 한 경우 -1.365의 유의한 추정결과를 얻었다. 또한 기간 변수의 추정계수는 유의한 (+)의 값을 보였는데 가격제한폭 종목을 제외한 이하의 결과에서는 유의하지 않은 값을 보여 주었다. 베타의 유의한 추정계수를 고려할 때, 12월 결산종목과 같이 기간이 긴 경우 계산된 주가변동률이 순수하게 배당락만을 반영한다고 보기는 어려울 것이다. 또한 <표 3>에 따르면 권리락의 가변수에 대한 추정계수는 표본전체를 대상으로 한 경우 유의하지 못한 (-)의 값을 보인 반면에 12월 결산종목을 대상으로 한 경우 유의한 (-)의 값을 보였다. 비록 12월 결산종목만을 대상으로 한 경우에만 권리락 가변수가 유의하였다고 하더라도 본 연구가 권리락 조정 후 주식가격을 이용하였다는 점을 감안하면 권리락이 있었던 종목의 경우 추가적인 주식가격의 하락 가능성이 있었다는 것을 시사한다고 하겠다. 한편 소속에 대한 가변수가 유의하지 못했으므로 1부 혹은 2부 소속에 따른 차이가 있다고 보기는 어려울 것이다. <표 3>의 결과에 따르면 결산일에 따른 가변수의 추정계수는 전반적으로 유의한 편이었는데 이 결과는 결산일에 따른 차이를 무시하기 어렵다는 것을 시사하는 것이다.

기존 국내의 연구는 배당락을 측정하는데 가격하락률(price decline ratio)이라는 개념을 이용하였다. 이는 배당락을 미래의 현금배당으로 나누어 준 값으로 무배당종목은 자연스럽게 제외된다. 국내의 기존 연구와 대비하고자 하는 의도에서 <표 5>에는 가격제한폭에 도달한 종목과 무배당종목을 제외한 표본을 이용하였을 때의 회귀분석 결과가 제시되어 있다.

<표 5>에 따르면 추정결과는 앞의 것과 큰 차이가 없는 편이다. 이는 무배당종목의 포함 여부가 결과의 차이를 보이지는 않았다는 것을 의미한다. 여기에서의 관심사는 배당수익률의 추정 결과이므로 이를 중심으로 언급하기로 한다. 표본 전체 및 12월 결산종목을 이용하였을 때 배당수익률의 추정계수는 각각 0.553와 0.499로 모두 유의한 편이고 나머지 추정결과는 앞의 것과 거의 같다. 다만 권리락 가변수의 추정계수는 유의하지 않은 것으로 나타났는데 이것이 <표 3>의 결과와 구분되는 작은 특징이다.

어쨌든 이 결과는 현재까지의 회귀분석결과 중 가장 높은 값으로 22%의 배당소득세율, 11.98%의 할인율, 현금배당지급일까지 90일을 가정한 경우의 0.76보다는 작다. 하지만 배당수익률의 추정계수가 0.76이라는 귀무가설에 대한 Wald test 결과 표본 전

〈표 5〉 회귀분석결과 (가격제한폭 종목 및 무배당종목 제외)

구분	전체		12월 결산종목	
표본수	649		536	
상수항	0.003	(0.31)	0.014	(1.98)**
배당수익률	0.553	(6.77)***	0.499	(4.21)***
베타 · 시장수익률	-1.708	(4.29)***	-1.577	(3.82)***
호가스프레드	-0.124	(1.01)	-0.115	(0.79)
거래량	-0.000	(0.05)	-0.001	(0.77)
기간	0.001	(1.00)		
가변수 - 우선주	-0.000	(0.05)	0.002	(0.24)
가변수 - 소속	0.003	(0.55)	0.001	(0.26)
가변수 - 권리락	0.004	(0.34)	0.001	(0.04)
가변수 - 98년 03월 결산	-0.036	(5.84)***		
가변수 - 98년 09월 결산	-0.000	(0.02)		
가변수 - 98년 11월 결산	-0.014	(1.89)*		
가변수 - 98년 12월 결산	-0.025	(2.08)**	-0.002	(0.27)
가변수 - 99년 03월 결산	0.024	(1.36)		
가변수 - 99년 06월 결산	0.005	(0.56)		
가변수 - 99년 11월 결산	0.007	(0.78)		
Adjusted R^2	0.160		0.134	
F statistics	9.54		11.67	

주 : 1) 표본은 <표 1>의 주와 같으며 주가하락이 가격제한폭에 도달한 기업과 실제로 현금배당을 하지 않은 종목을 제외한 것임.
2) <표 3>의 주2)와 같음.
3) <표 3>의 주3)와 같음.

체를 이용한 경우와 12월 결산종목만을 이용한 경우 F 통계량이 각각 6.38과 4.82로 나타나 99% 유의수준에서는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이 결과는 가격하락률이 0.76이 아니라고 판단하기는 어렵다는 것을 의미하지만 95% 유의수준에서는 귀무가설이 기각되었기 때문에 여전히 과소한 배당락을 부인하기는 어려울 것이다.

이상의 회귀분석결과를 정리하면 호가스프레드와 거래량 등의 변수가 유의하지 못하였으므로 배당획득의 가능성은 지지하기 어려울 것이다. 물론 우선주 가변수의 추정계수가 유의하였기 때문에 우선주를 대상으로 한 배당획득의 가능성은 여전히 남는다. 다만 우선주를 대상으로 한 배당획득이 있었다고 하더라도 기존의 가설에 의해 설명되기 어려울 것이다. 또한 시장미시구조론에 따른 설명이 강력한 것으로 보이지도 않는다.

다만 <표 5>의 가격제한폭 종목과 무배당종목을 모두 제외한 결과에서만 현금배당 1원에 대해 0.5원을 상회하는 배당락이 이루어진다는 결과를 얻었다.[17] 하지만 특히 현금배당이 배당락일에 공시되지 않는다는 점을 감안하면 무배당종목을 제외해야 한다는 논리적 이유가 있는 것은 아니므로 <표 5>의 결과에 대한 해석은 신중을 기해야 할 사항이다.

어쨌든 추정결과로부터 과소한 배당락이라는 부정적 결론을 뒤바꾸기는 어려울 것 같으며 이러한 현상이 배당획득이나 시장미시구조론의 설명에 의해 이루어질 수 있는 것도 아님을 확인할 수 있었다. 이는 배당부 종가가 너무 낮거나 혹은 배당락 시가가 너무 높다는 것을 의미하는데, 결국 배당부로 매수하여 배당락으로 매도할 경우 차익거래기회의 존재를 시사하는 것이다.

V. 결론 및 시사점

배당락의 효율성은 주식투자수익의 합리적 배분과 직결되는 사안으로서 대단히 중

17) <표 5>의 추정결과가 어느 정도의 크기인가를 가늠하기 위해 할인율이 20%, 현금배당지급일까지의 기간 120일을 가정하면 배당소득세율이 44%나 되어야 가격하락률은 0.525 정도 되고 이 값이 회귀분석결과에 근접한다. 또한 배당소득세율이 21.5%, 현금배당지급일까지의 기간 120일을 가정하면 할인율이 150%나 되어야 가격하락률은 0.526 정도가 될 뿐이다. 즉 추정결과를 얻기 위해서는 배당소득세율이나 할인율이 대단히 높아야 한다.

요한 문제이다. 하지만 우리나라의 배당락제도 하에서는 배당락일 이후에 배당정보가 공시되기 때문에 합리적인 배당락은 한층 더 어려운 문제로 인식되어야 한다.

본 연구는 배당락일의 주가변동을 전적으로 배당락의 효과로만 간주하지 않고 다른 요인이 있을 수 있음을 고려하여 여러 변수를 추정모형에 도입하였으며 동시에 배당락에 영향을 미치는 여러 요인을 포함시켜 배당락에 관한 실증분석을 시도하였다. 실제로 추정결과에 따르면 배당락일의 주가변동에는 배당락 이외의 다른 요인도 작용하여 왔으며 배당락에 영향을 미치는 다른 변수들도 있음을 알 수 있었다. 즉 배당금액과 배당락일의 주가변동만으로 배당락을 평가하는 것은 적절하지 않은 일이다. 배당획득가설과 시장미시구조론에 의한 설명은 그다지 유용하지 못하였다. 호가스프레드와 거래량 변수에 대해 유의하지 못한 추정결과를 얻었기 때문인데 제한적이기는 하지만 우선주 가변수의 추정결과로부터 배당투자의 효과를 관찰할 수 있었다. 하지만 추정된 배당락의 크기가 적절한 것인가에 대한 결론이 명확하지는 않다. 배당락에 대한 회귀분석에서 배당수익률의 추정계수가 너무 작았기 때문이다. 즉 관리대상종목을 제외한 경우에 배당수익률의 추정계수는 모든 종목을 대상으로 한 경우 0.482, 12월 결산종목만을 대상으로 한 경우 0.392 정도였다. 이는 배당 1원에 대해 각각 0.482원과 0.392원의 배당락이 이루어진다는 것을 의미하는 것으로 우리나라의 배당소득세율과 할인율에 비추어 볼 때 작은 값이다.

이와 같은 과소한 배당락이 우리나라의 배당락제도와 무관하다고 생각하기는 어렵다. 왜냐하면 배당락일 이후 배당정보가 공시되는 현행 제도 하에서는 배당 예측의 위험이 작지 않을 것이기 때문이다. 따라서 배당 예측에 따른 위험은 배당락을 낮추는 방향으로 작용할 것이므로, 과소한 배당락의 원인이 전적으로 배당락일 이후 배당정보 공시에 있다고 할 수는 없더라도 그 원인으로 작용하는 것만은 분명하다. 결론적으로 배당락의 효율성을 향상시키기 위해서는 위험을 감소시키기 위한 제도개선이 요구된다고 하겠다. 예를 들면 투자자의 배당 예측을 용이하게 할 수 있도록 보다 더 많은 정보가 제공될 수 있어야 할 것이다.

참고문헌

김규영, 1999,「외국의 배당제도에 관한 고찰 : 미국, 일본을 중심으로」,『상장협』 21 pp. 37-53.

김성민, 1997,「배당락일의 주가행태에 관한 효율성 검증」,『재무연구』 제14호, pp. 145-170.

우춘식, 1993,「배당락일의 주가조정행위에 관한 실증적 연구」,『증권학회지』 제15집, pp.215-240.

윤평식, 김정국, 정기호, 1998,「배당락일의 주가조정에 관한 연구」,『증권학회지』 제22집, pp.111-136.

이철송, 1991,「배당에 관한 법제 및 관행의 합리성 검토」,『상장협』 23, pp.106-119.

장호윤, 설원식, 2000,「선공시 배당제도 도입에 관한 연구」,『상장협』.

한국신용평가, 2001, "KIS - FAS 데이터베이스".

한국증권거래소, 2001, "종목별 매매정보 데이터베이스".

Barclay, M., 1987, "Dividends, taxes, and common stock prices : The ex - dividend day behavior of common stock prices before the income tax", *Journal of Financial Economics* 19, pp.31-44.

Eades, K., Hess, P., and Kim, E. H., 1984, "On interpreting security returns during the ex-dividend period", *Review of Economics and Statistics*, pp.3-34.

Eades, K., Hess, P., and Kim, E. H., 1994, "Time series variation in dividend pricing', *Journal of Finance* 49, pp.1617-1638.

Elton, E. J., and M. J. Gruber, 1970, "Marginal stockholder tax rates and the clientele effect", *Review of Economics and Statistics*, pp.68-74.

Frank M., and R. Jagannathan, 1998, "Why do stock prices drop by less than the value of the dividend? Evidence from a country without taxes", *Journal of Financial Economics* 47, pp.161-188.

Heath, D. C., and R. A. Jarrow, 1988, "Ex - dividend stock price behavior and arbitrage opportunities", *Journal of Business* 61, pp.95-108.

Kalay, A., 1982, "The ex - dividend day behavior of stock prices : A reexamination of the

clientele effect", *Journal of Finance* 39, pp.557-561.

Kalay, A., 1984, "The ex - dividend day behavior of stock prices : A reexamination of the clientele effect - A reply", *Journal of Finance* 39, pp.557-561.

Karpoff J.M., and R.A. Walkling, 1990, "Dividend capture in NASDAQ stocks", *Journal of Financial Economics* 28, pp.39-65.

Lakonishok, J., and T. Vermaelen, 1983, "Tax reform and ex - dividend day behavior", *Journal of Finance* 38, pp.1157-1179.

Lakonishok, J., and T. Vermaelen, 1986, "Tax - induced trading around ex - dividend days", *Journal of Financial Economics* 16, pp.287-319.

Litzenberger, R. H., and K. Ramaswamy, 1982, "The effects of dividends on common stock prices : tax effects or information effects?", *Journal of Finance* 37, pp.429-443.

Michaely, R., and J.L., Vila, 1995, "Investors' heterogeneity, prices, and volume around the ex-dividend day", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, pp.171-198.

Miller, M., and F. Modigliani, 1961, "Dividend policy, growth and the valuation of shares", *Journal of Business*, pp.411-433.

Miller, M., and M. Scholes, 1982, "Dividends and taxes : empirical evidence", *Journal of Political Economy* 90, pp.1118-1141.

Empirical Study on Ex-dividend Stock Price Behavior

Jong-In Yoon

Abstract

It is very difficult to evaluate the efficiency of ex-dividend stock price behavior because the cash dividend is not disclosed until after the ex-dividend date. I attempt to measure the exact ex-date price decline in the Korea Stock Exchange using several controlling variables as well as the cash dividend disclosed in the future. The controlling variables are chosen by the dividend capture hypothesis and the market microstructure theory.

The empirical results show other factors affect the ex-dividend stock price behavior in addition to the cash dividend payment. It is, therefore, inappropriate to evaluate the efficiency of ex-date stock price behavior with respect to only the cash dividend payment. Nevertheless, the estimated 0.482 price decline ratio is too small based on the tax rate and the discount rate. These findings do not change even after introducing the dividend capture effect and the market microstructure effect.

Key words: ex-dividend date, dividend yield, market microstructure, dividend capture
JEL Classification : G1