

中国の株式市場の効率性

ーランダム・ウォーク理論からのアプローチー

杜 毅

1. はじめに
2. ランダム・ウォークと効率的市場仮説
3. 先行研究
4. 単位根の検定
5. 自己相関の検定
6. おわりに

1. はじめに

本稿の目的は中国の株式市場において株価の変動がランダム・ウォークにしているか否かを検証し、そのことによって中国の各株式市場がウィーク・フォーム (weak form) の意味で効率的市場であるかどうかを検証することである。

前稿¹では連の検定を用いて中国の株式市場の効率性を実証分析した。結論としては、中国の株式市場は一部を除き、大体において効率的であるというものが得られた。しかし、一つの手法だけで中国の株式市場の効率性を判断するのは性急かもしれない。別の手法を用いてさらに精緻な分析を行うことが必要である。また、中国の株式市場は10年あまりの歴史しかなく、制度インフラや情報インフラが未整備である。投資家も投機的である。これに加え、効率性に関する研究の蓄積も浅い。したがって、より正確に中国の株式市場の効率性を把握するにはさらなる検討の余地がある。こういった問題意識を持ち、本稿はランダム・ウォークのアプローチに基づいて改めてウィーク・フォームの意味での効率性を検定する。

本稿の構成は以下の通りである。2.1ではランダム・ウォーク仮説を説明する。2.2ではランダム・ウォークの特徴を取り上げる。続いて2.3では効率的市場の含意を説明し、2.4ではランダム・ウォークと効率的市場仮説の関係を明白にする。また、第3節の先行研究の整理を踏まえ、第4節と第5節では実証分析を行い、単位根の検定及び自己相関の検定を用いて中国の各株式市場の効率性を検証す

¹ 杜 (2004)、「中国の株式市場の効率性に関する研究 I」、『岡山大学大学院文化科学研究科紀要』、第17号、pp.241-253

る。最後に、結果の要約及び今後の課題を述べることにする。

2. ランダム・ウォークと効率的市場仮説

2.1 ランダム・ウォーク

ランダム・ウォーク仮説とは、株価の時間的な変化について、前期の値と今期の値との間には何の関連性もないとする主張である。すなわち、時点 $t-1$ において株価 P_{t-1} の状態にある株価は、時点 $t-1$ では予測し得ない時点 t の偶然変動 u_t により、時点 t でどのような状態になるのか不明ということである。この確率過程は次のように表現することができる。

$$P_t = P_{t-1} + u_t \quad t=1,2,\Lambda, \quad u_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2) \quad (1)$$

ここで、 u_t は独立で期待値 E がゼロ、分散 Var が σ^2 である一定の分布に従う。*i.i.d.*というのは *independently and identically distributed*の略である。このような株価 P の動きをランダム・ウォークという。このとき、

$$\begin{aligned} E(u_t) &= 0 \\ Var(u_t) &= \sigma^2 \\ Cov(u_t, u_s) &= 0, t \neq s \end{aligned} \quad (2)$$

となる。

2.2 ランダム・ウォークの特徴

上述のようなランダム・ウォークには、幾つかの特徴がある。

第一に、ランダム・ウォークは実際上マルチンゲールである。マルチンゲールを満たす条件は以下の通りである。

- 1 $E(|P_t|) < \infty$, すなわち、 P_t の期待値は有限である。
- 2 株価 P_t に関する情報は、 t 期に利用可能な情報集合 ϕ_t に含まれており、 $\phi_t, t \geq 0$ の条件の下で株価 P_t を知ることができる。
- 3 $E(P_{t+1} | \phi_t) = P_t$

P_t が(1)のようなランダム・ウォークであれば、このとき、

$$E(P_t | \phi_{t-1}) = E(P_{t-1} | \phi_{t-1}) + E(u_t | \phi_{t-1})$$

と書き換えられる。

$$E(P_{t-1} | \phi_{t-1}) = P_{t-1}$$

$$E(u_t | \phi_{t-1}) = 0$$

であるから、

$$E(P_t | \phi_{t-1}) = P_{t-1} \quad (3)$$

が得られる。これがマルチンゲールの条件3である。すなわち、 P_t がランダム・ウォークであればマ

ルチンゲールとなる。

さらに、(3)は P_t が情報集合 ϕ_{t-1} のもとで P_t の最適予測量は P_{t-1} であるということを示している。株価が(1)のランダム・ウォークに従うのであれば、

$$\begin{aligned} P_{t+1} &= P_t + u_{t+1} \\ P_{t+2} &= P_{t+1} + u_{t+2} = P_t + u_{t+1} + u_{t+2} \\ &\vdots \\ P_{t+s} &= P_t + u_{t+1} + u_{t+2} + \cdots + u_{t+s} \end{aligned}$$

となるから、 t 期の情報集合 ϕ_t のもとで将来の $t+s$ 期の株価を予測するとき、

$$\begin{aligned} E(P_t | \phi_t) &= P_t \\ E(u_{t+s} | \phi_t) &= 0 \end{aligned}$$

であるから、

$$E(P_{t+s} | \phi_t) = P_t \quad (4)$$

すなわち、現在の株価 p_t と同じと予測することが P_{t+s} の最適予測となり、要するに、ランダム・ウォーク仮説が成立すると株価は予測不可能であることとなる。

第二に、 u_t の分散が一定の分布にしたがうため、 p_t が独立で不偏性 (Unbiasedness) を持つ。

第三に、 $\sigma_p^2 = \text{var}(P_t)$ の分散は時点 t に比例して増大し、共分散 Cov も t と独立ではないため、ランダム・ウォークは非定常である。しかし、一階の階差をとることによって定常過程となる。例えば、(1)を考える場合、

一階の階差をとることにより、

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} \quad (5)$$

となる。すなわち、

$$\Delta P_t = u_t \quad (6)$$

であり、 ΔP_t は定常過程となる。このとき、 p は和分1である。

以上の特徴は株価の変動がランダム・ウォークであると主張できるための前提条件でもある。株価の変動がランダム・ウォークであるか否かは以上の条件を検証すればよいと考えられる。

2.3 効率的市場の含意

効率的市場の含意は杜 (2004) で詳細に記述したが、ここで簡単に再述しておこう。投資家がリスク中立的である場合、このとき市場が効率的であれば次の含意を持つ。

i. 予測不可能性 (Nonpredictability)

株価はすべての利用可能な情報を反映するから、現在までの (過去の) 情報のみに基づく場合、株価の変動を予測できる可能性は理論的にゼロである。

ii. 不偏性 (Unbiasedness)

先物・フォワード価格、または将来を完全に予見できるときに得られる完全予見価格 (Shiller, R. (1989), p.72) が存在して、これが全情報を含むとすれば、それらの価格は将来における資産 (現物) 価格の期待値の不偏予測量 (Unbiased Predictor) ² である。

iii. 裁定機会不存在

裁定が行き尽くすと、リスク・プレミアムがゼロになり、株価の期待収益率と安全資産収益率³の差がなくなる。したがって、裁定機会は存在しない。

2.4 ランダム・ウォークと効率的市場仮説の関係

次に、ランダム・ウォークと効率的市場仮説との関連性について明らかにしたい。「効率的市場とは、情報処理において効率的な市場のことである。効率的市場においていかなる時点においても観察される証券の価格は、その時点で利用可能なあらゆる情報の“正確な”評価に基づいている。すなわち、取引される資産の価格がいつでもすべての利用可能な情報を完全に反映している。言い換えれば、情報が効率的 (Informationally Efficient) に処理される市場が効率的であるという表現もできる」⁴。また、効率的市場を Malkiel (1992) は次のように述べている。「資本市場は、証券価格を決定するすべての適切な情報を完全でかつ正しく反映しているとき、効率的であるといわれる。公式的にいえば、市場が効率的であるといわれるのは情報集合に関してであり、市場参加者すべてにその情報が開示されても、市場が効率的ならば、証券価格は影響を受けないであろう。さらに、ある情報セットに関する効率性とは、その情報集合に基づいて取引を行っても経済的利潤をあげることは不可能である、ということの意味する。」⁵ この効率的市場仮説は「公平なゲーム」モデルにたとえることができる。「公平なゲーム」は株式市場の「期待収益理論」⁶において、株式からの実現値 (あるいは実際収益) と期待値 (あるいは期待収益) との間に誤差がなければはじめてその株式市場は「公平なゲーム」であると言える。これは次のように表現できる。

$$r_{i,t} = E(r_{i,t} | \phi_{t-1}) + u_{i,t} \quad (7)$$

ただし、

$r_{i,t}$ は株式 i の t 期における収益率の実現値であり、 $E(r_{i,t} | \phi_{t-1})$ は $t-1$ 期に利用可能なすべての

² 不偏予測量とは $E(P_{t+1} - \hat{P}_{t+1}) = 0$ 、すなわち、予測誤差の期待値がゼロとなるとき、 \hat{P}_{t+1} は P_{t+1} の不偏予測量である。ただし、 P_{t+1} は実現値であり \hat{P}_{t+1} は期待値である。

³ たとえば、国債や銀行預金の収益率はそうである。

⁴ Fama, E.F. (1976), 日本証券経済研究所訳

⁵ 養谷訳。養谷 (2001), pp.23.

⁶ 情報集合付きの期待収益理論について、下記の式が考えられる。

$$E(\hat{P}_{j,t} | \phi_{t-1}) = [1 + E(\hat{r}_{j,t} | \phi_{t-1})] P_{j,t-1}$$

E は期待値である； $P_{j,t-1}$ は $t-1$ 期における株式 j の価格である； $P_{j,t}$ は t 期における株式の価格である； $r_{j,t}$ は期間収益率 $(P_{j,t} - P_{j,t-1}) / P_{j,t-1}$ である； ϕ_{t-1} は $t-1$ 時点で完全に価格に反映しているすべての情報集合である；そして $\hat{P}_{j,t}$ と $\hat{r}_{j,t}$ が $t-1$ 期における確率変数である。

情報集合 ϕ_{t-1} が与えられる条件の下での株式 i の t 期における収益率の期待値であり、 $u_{i,t}$ は株式 i の t 期における収益率の予測誤差である。

情報集合 ϕ_{t-1} のもとで、 $r_{i,t}$ の最適予測量は $E(r_{i,t} | \phi_{t-1})$ である。市場が効率的であれば、 ϕ_{t-1} に含まれている情報はすべて $r_{i,t-1}$ に反映されている。言い換えれば、 $t-1$ 時点で利用可能な情報（過去の情報）がすべて含まれている $r_{i,t-1}$ が $r_{i,t}$ の最適予測量となる。すなわち、市場が効率的であれば、

$$E(r_{i,t} | \phi_{t-1}) = r_{i,t-1} \quad (8)$$

となる。

これを (7) に代入すると、

$$r_{i,t} = r_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (9)$$

が得られる。これは(1)のようなランダム・ウォークである。

このように、ランダム・ウォークは効率的市場仮説と密接な関連を持っている。したがって、株価がランダム・ウォークに従って変動するか否かは株式市場が効率的であるか否かという問題に関わってくるのである。

3. 先行研究

ランダム・ウォークのアプローチに基づく株式市場の効率性の実証分析は、米国では1960年代に始まり、Cootner, P.H.ed. (1964)、Fama, E.F. (1970) などでは、株価がランダム・ウォーク過程に従うという仮説を支持する多くの研究結果が見られる。一方、日本の株式市場について行われた株価のランダム・ウォーク検定は日次データに関して、刈屋他 (1989)、阿部 (1995) などが自己相関係数を用いて分析している。TOPIXや日経平均や産業別銘柄などについて先行の2研究と同様な結果を報告している。また、ランダム・ウォーク理論と効率的市場仮説の関係を解明し、単位根検定などの検定手法も提示した文献には蓑谷 (2001) がある。

ランダム・ウォーク仮説をモデルにし、中国の株式市場の効率性を検定する文献には陳 (1997)、胡 (1998) などがある。陳 (1997) は Dickey Fuller (DF) 検定を用いて1991年1月3日—1996年11月30日の期間における上海A株市場と深圳A株市場の52種株式日次終値を検証した。彼の検証結果では深圳A株市場は効率的であった。一方、上海A株市場は1991年から1992年まで非効率的であったが、1993年—1996年にはウィーク・フォームの意味で効率的となった。これに従えば、中国の株式市場は1993年以後、大体効率的の市場と見られる。胡 (1998) は自己相関検定とWilcoxon (ウィルコクソン) 検定を用いて1994年1月—1996年11月の期間における上海A株指数の日次終値を対象として上海A株市場を検証した。上海A株市場はウィーク・フォームの意味で効率的となったことから中国の株式市場は効率的であるという結論を下した。

これらの文献を要約すると、中国の株式市場においておおむね1993年までは効率的ではなく、1993

年以後、株価の動きにランダム・ウォークのような変動が見られ、市場全体がウィーク・フォームの意味で効率的となってきているということになる。

ところで、中国では近年新たな株式取引制度が相次いで導入された。その結果、株価の変動がランダム・ウォーク過程によって記述できる要素が広がり、株価変動の特性に変化が生じたとも考えられる。また、先行研究ではサンプル数は陳（1997）の52種株式、胡（1998）の2年間程度であった。いずれも十分ではない。そして、その代表性と説明力に疑問が残る。さらに、B株市場についての検証がなく、A株市場のみで中国の株式市場の全体を正確に把握できるか否かという疑問も残っている。

そこで、本稿では近年の、そしてより多くのデータを用いてB株市場も含めた中国の株価変動はランダム・ウォーク過程によって記述できるか否かを検証する。

次節においては、単位根検定を用いて中国の株式市場の効率性を実証分析する。

4. 単位根 (Unit Root) の検定

株式市場のデータ系列が単位根を持つか否かを検討することにより、ランダム・ウォークであるか否かということが分かるようになる。次のモデルを考える。

$$P_t = \alpha + \delta t + \beta P_{t-1} + u_t \quad (10)$$

この式は $\beta = 1$ ならば、単位根を持つといわれる。すなわち、

帰無仮説 $H_0: \beta = 1$ 「単位根がある」

対立仮説 $H_1: \beta < 1$ 「単位根がない」

である。したがって、単位根がある場合、変数 P_t は非定常である。

ここで使用したデータは日次指数であり、サンプル期間は、入手できる1998年2月9日から2003年12月31日までである。サンプル数はA株市場において1425個であり、B株市場において1420個である⁷。上海市場では上海A株指数、上海B株指数、深圳市場では深圳A株指数、深圳B株指数⁸を使用する。

以下ではまず中国の各株式市場の株価指数について、定数項、トレンド項はあり、調整ダミーはなし⁹という条件で、Dickey-Fuller test (DF検定) による単位根検定を行う。

その結果は表1に示すとおりである。これらの結果では、各変数ともすべて有意水準1%において帰無仮説：「単位根がある」は棄却されない。そのためすべての変数は単位根を持つ非定常変数である

⁷ B株市場は2001年2月19日に国内投資家に開放され、同年の2月20日から2月27日まで休場となった。A株市場より5営業日が少ない。

⁸ 上海A株指数 = (今日の時価総額 / 基準日の時価総額) × 100、基準日は1990年12月19日であり、基準指数は100である。深圳A株指数 = (今日の時価総額 / 基準日の時価総額) × 100、基準日は1991年4月3日であり、基準指数は100である。上海B株指数：時価の加重平均、基準日は1992年2月21日であり、基準指数は100である。深圳B株指数：時価の加重平均、基準日は1991年4月3日であり、基準指数は100である。

⁹ 調整ダミーを使用する場合、月次効果や曜日効果などの検定が必要である。しかし本稿ではそれについて検定していないため、データはすべて季節未調整の原系列である。

と判定することができる。

次に、一階の階差を取り、同様な単位根検定を行う。

$$\Delta P_t = \alpha + \delta t + \beta P_{t-1} + u_t \quad (11)$$

その結果は表2である。各変数とも有意水準1%において帰無仮説¹⁰は棄却されるため、階差データは定常変数であると判定される。これはランダム・ウォークの特徴である「一階の階差をとることにより、 ΔP_t は定常過程となる。」と一致する。

以上の検定¹¹から、株価 P_t が t 時点において非定常であるが、一階の階差を取るることにより、 ΔP_t は定常過程となることが分かる。したがって、中国の各株式市場では株価の変動はランダム・ウォークにしたがって、株式市場は効率的である可能性があると主張できる。

5. 自己相関 (Serial Correlation) の検定

前節では P_t が単位根をもつことが分かった。さらに、 P_t がランダム・ウォークか否か、すなわち、株式市場は効率的であるか否かを判断するために、 $\Delta P_t = u_t$ が自己相関していないどうかを検証する必要がある。

すでに2.2節で述べたとおり、ランダム・ウォークの重要な性質の一つとして、誤差項 u_t が自己相関していないことが挙げられる。自己相関は異なる時点間の株価の相関係数を調べるものである。もし、正の自己相関があれば、価格の動きは同じ傾向が継続することを意味するし、負の自己相関があれば、傾向が逆転することを意味する。このような自己相関が見出せれば、それを用いて将来の株価を予測することができる¹²。つまり、 P_t が単位根を持つとしても、株式市場はランダム・ウォークであり、さらに効率的であると言えない。

ここで、 P_t を t 期の収益率、 P_{t-1} を $t-1$ 期の収益率とし、 α を定常項、 β を1次の自己相関係数、 u_t を誤差項とすれば、

$$\begin{aligned} P_t &= \alpha + \beta P_{t-1} + u_t \\ u_t &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (12)$$

となる。このとき、誤差項 u_t に一階の自己相関AR(1)

$$u_t = \rho u_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t, \quad -1 < \rho < 1 \quad \hat{\varepsilon}_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (13)$$

の有無を検定するための統計量がダービン・ワトソン (Durbin-Watson)

¹⁰ このときの帰無仮説は $H_0 =$ 定常、そして対立仮説は $H_1 \neq$ 定常 (非定常) となる。

¹¹ これに加え、共相分の検定が望ましいが、しかし中国の株式市場において株価指数の先物がないため、ここでは共相分を用いる検定は試みていない。

¹² このことについて、Fama, E.F. が1991年に仮説提出後の実証研究についてのサーベイを書いている。そこで、ウィーク・フォームを「収益率が予測可能か否か」の問題として、再整理している。

$$DW = \frac{\sum_{t=2} [\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1}]^2}{\sum_{t=1} \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (14)$$

である。

(13)において

$$\begin{aligned} \text{帰無仮説 } H_0 : \rho &= 0 \\ \text{対立仮説 } H_1 : \rho &\neq 0 \end{aligned} \quad (15)$$

すなわち、 ρ がゼロであるか否かを調べることによって株式市場はランダム・ウォークであるか否かが分かる。

表3はそれぞれ上海A株指数、上海B株指数、深圳A株指数及び深圳B株指数のレベル・データを被説明変数とする最小二乗法で推定した結果である。1%の有意水準の $d_l \approx 1.52$, $d_u \approx 1.56$ であり、表3から、すべての株式市場は $d_u < DW < 4 - d_u$ であるため、帰無仮説 $H_0 : \rho = 0$ は棄却されない。したがって誤差項 u_t が自己相関していないということが分かる。

また、表4は同様な手法を用いて各株式市場の階差データを分析した結果である。表4のすべてDWは1%の有意水準において $[d_u, 4 - d_u]$ の区間にあるから、帰無仮説 $H_0 : \rho = 0$ は棄却されない。よって誤差項 u_t に一階の自己相関AR(1)はないと判定される。

以上の分析から、中国の各株式市場の株価変動はランダム・ウォークであるということが支持される。中国の株式市場はウィーク・フォームの意味において効率的であると言える。

6. おわりに

本稿においては、中国の株式市場では株価変動がランダム・ウォークに従うか否かを検証するために、中国の各株式市場を1998年2月9日から2003年12月31日という期間において実証分析した。

単位根の検定では、 t 時点において p_t が非定常であるが、一階の階差を取るにより、 Δp_t は定常過程となる。そして、DWの検定では、誤差 u_t は自己相関していない。これらのことから、中国の各株式市場において株価の変動がランダム・ウォークであると主張でき、各株式市場はウィーク・フォームの意味において効率的であることが言える。

中国の株式市場は時間の経過につれて着々と効率的になっていることが大体において言える。今後、中国の株式市場は国際的な基準に向けて法制度の改善が進み、それと同時に株式市場も効率的になってくるものと思われる。

残された課題としては、単位根の検定における季節調整ダミーの使用や新たなデータの追加によりサンプル数を増やしていくなどが挙げられる。データを十分に蓄積し、さらに洗練された統計的分析を駆使した実証分析をする必要がある。また、本稿はウィーク・フォームの意味での効率的市場仮説のテストしか行っていない点で、中国の株式市場に関する限られた効率性検定にとどまっており、より明確に中国の株式市場の性格を把握するには不十分かもしれない。本稿の結果と整合的な結論を得

るためには、不特定多数の産業や上場企業、プロの株式運用者（投資信託など）を考察対象としてセミ・ストロング・フォームやストロング・フォームの意味での効率性検定を行うことが必要であろう。

表1 レベル・データの単位根検定

| | 定数項 | トレンド項 | TestStat | P-value |
|------|-----------------------|------------------------|----------|---------|
| 上海A株 | 0.99170 (-1.29660) | -0.00368 (-0.73066) | -1.29660 | 0.88877 |
| 上海B株 | 0.13372 (0.90859) | 0.00017 (0.65384) | -1.26749 | 0.89574 |
| 深圳A株 | 21.37351 (1.57712) | -0.00444 (-0.79018) | -1.68579 | 0.75707 |
| 深圳B株 | 2.43941 (1.38496) | 0.00665 (2.18089) | -2.52245 | 0.31683 |

注：（ ）の中はそれぞれ定数項やトレンド項のt値である。

いずれの検定においても帰無仮説「単位根がある」は棄却されない。

表2 階差データの単位根検定

| | 定数項 | トレンド項 | TestStat | P-value |
|------|------------------------|------------------------|-----------|---------|
| 上海A株 | -4.16242 (-1.11090) | 0.00573 (1.19828) | -17.04190 | 0.00000 |
| 上海B株 | -0.08095 (-0.57338) | 0.00007 (0.44104) | -11.73840 | 0.00000 |
| 深圳A株 | 0.36444 (0.08734) | 0.00129 (0.24444) | -21.41384 | 0.00000 |
| 深圳B株 | -0.01632 (-0.01106) | -0.00061 (-0.31879) | -6.78887 | 0.00000 |

注：（ ）の中はそれぞれ定数項やトレンド項のt値である。

各変数とも有意水準1%ですべて帰無仮説 H_0 = 定常は棄却される。

表3 レベル・データのDW検定

| | α | β | R^2 | DW |
|------|-----------------------|-----------------------|----------|---------|
| 上海A株 | 0.095951 (1.28201) | 0.94168 (21.48562) | 0.87502 | 1.90513 |
| 上海B株 | 0.013458 (0.64736) | 0.96609 (28.40675) | 0.95244 | 1.66778 |
| 深圳A株 | 0.043029 (1.28393) | 0.90411 (17.99502) | 0.83069 | 1.98883 |
| 深圳B株 | 0.05636 (1.15911) | 0.93123 (21.66518) | 0.876723 | 1.69648 |

注：()の中はそれぞれ定数項や相関係数のt値である。

すべての市場において有意水準1%で帰無仮説 $H_0: \rho = 0$ は棄却されない。

表4 階差データのDW検定

| | α | β | R^2 | DW |
|------|-------------------------|------------------------|---------|---------|
| 上海A株 | -2.90063 (-0.20817) | 0.01408 (0.11376) | 0.00019 | 2.00549 |
| 上海B株 | -0.64414 (-0.35357) | 0.25038 (2.07632) | 0.06219 | 1.95406 |
| 深圳A株 | 21.70983 (0.50686) | -0.04111 (-0.33231) | 0.00169 | 1.99681 |
| 深圳B株 | -12.48589 (-0.58299) | 0.12348 (0.99994) | 0.01515 | 2.00241 |

注：()の中はそれぞれ定数項や相関係数のt値である。

すべての市場において有意水準1%で帰無仮説 $H_0: \rho = 0$ は棄却されない

参考文献

- 阿部圭司(1995)、「株式投資収益率におけるランダム・ウォーク仮説の検定」、『商経論集』、VOL.68、pp.1-15.
- 釜江廣志(1999)、『日本の証券・金融市場の効率性』、有斐閣.
- 釜江廣志(2000)、『入門証券市場論』、有斐閣.
- 刈屋武昭・佃良彦・丸淳子(1989)、『日本の株価変動－ボラティリティ変動モデルによる分析－』、東洋経済新報社.
- 杜毅(2004)、「中国の株式市場の効率性に関する研究Ⅰ」、『岡山大学大学院文化科学研究科紀要』、第17号、pp.241-253.
- 野口悠紀雄・藤井真理子(2000)、『金融工学』、ダイヤモンド社.
- 野村證券投資情報部(2002)、『証券投資の基礎』、丸善株式会社.
- 襄谷千鳳彦(2001)、『金融データの統計分析』、東洋経済新報社.
- 山口利夫(2003)、『資産価格の理論』、三菱経済研究所.
- Cooter,P.H.ed.(1964), "The random character of stock market prices", *The M.I.T Press*.
- Fama,E.F.(1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, Vol.25, No.1-2, pp.383-417.
- Fama,E.F.(1976), *Foundations of Finance*, Basic Books. (日本証券経済研究所計測室訳『証券市場分析の基礎』、日本証券経済研究所1979年)
- Fama,E.F.(1984), "The Information in the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, pp.509-528.
- Fama,E.F. and K.French(1988), "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, Vol.96, No.2, pp.246-273.
- Fama,E.F.(1991), "Efficient Capital Market II", *Journal of Finance*, Vol.46, No.5, pp.1575-1617.
- Malkiel,B.(1992), "Efficient Market Hypothesis", in Newman, P., Milgate, M., and Eatwell, J., Eds., *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan.
- Shiller,R.(1989), *Market Volatility*, the MIT Press.
- 陳小悦(1997)、「中国股市弱式効率の実証研究」、『会計研究』、No.9.
- 胡朝霞(1998)、「中国股市弱式有効性研究」、『投資研究』、No.1.
- 吳曉求(2001)、『証券投資分析』、中国人民大学出版社.
- 楊大楷(2000)、『証券投資学』、上海財経大学出版社.
- 朱宝憲・吳洪・趙冬青(2000)、『投資学』、機械工業出版社.
- 『中国統計年鑑』1990年—2003年、中国統計出版社.
- 『中国金融統計年鑑』1993年—2003年、中国金融学会.
- 『中国証券期貨統計年鑑』1993年—2003年、中国証券監督管理委員会