

公正価値による利益測定とリスク関連性

陶 偉

〈要旨〉

本稿は、中国におけるすべての上場銀行計16行に関する2006年第1四半期から2013年第4四半期までの四半期データをサンプルとし、中国銀行業監督当局に監督されるリスク指標を与件に、公正価値測定による利益変動のリスク関連性を検証した。その結果、純利益の変動には、株価収益率の移動標準偏差をリスク測定値とした場合に、リスク関連性が認められた。純利益の変動を所与とした場合、包括利益の追加的な変動には一貫して強い証拠でリスク関連性が否定された。

〈キーワード〉

公正価値；利益測定；リスク関連性；包括利益

1. はじめに

公正価値測定については、それによる景気変動増幅効果や2008年の金融危機への加担について、賛否両論の中、国際的に論争が巻き起こされた（大日方，2012；若林と音川，2010）。会計上の一測定方法である公正価値測定が、国家金融安全問題といったレベルまで昇華されたとも思われる。2008年の金融危機による中国経済への打撃は、諸外国と同様に大きかった。その不況対策として打ち出された景気刺激策は、いわゆる“影の銀行”におけるデフォルト問題という副産物をもたらした。影の銀行問題は中国金融システムの安全性を揺るがす問題へと発展すれば、中国国内にとどまらず、世界経済や金融にも甚大な影響を及ぼしかねない。

公正価値測定は、2006年2月に中国で公表された38の新企業会計準則のなか、企業会計準則第22号、23号、24号、37号といった金融商品や投資不動産などに関するいくつかの準則で導入された。さらに、企業会計準則第39号「公正価値測定」により（中国財政部，2013年11月，原文：「公允价值计量」）、公正価値ヒエラルキーによる測定方法は、2014年1月以後実施され、公正価値会計は中国で今後一層広く適用される。

こうした背景をもとに、本稿は、中国におけるすべての上場銀行（計16行）を検証対象とし、2006年第1四半期から2013年第4四半期までの四半期データを用いて、公正価値測定による利益変動のリスク関連性を検証する。かかる研究目的は、中国銀行業において、公正価値測定の導入による会計情報のリスク関連性に関する証拠を提供し、しいては公正価値測定による中国

の金融安定への影響を探ることにある。

本稿は, Hodder et al. (2006), Khan and Bradbury (2014), 许新霞等 (2010), 譚洪涛等 (2013) と密接に関連しているが, 下記の三点において, これら先行研究を補充し, 貢献できる。

第一に, コントロール変数は, 中国銀行業の監督当局が銀行の安全性・流動性を高めるために監督・管理しているリスク指標を用いた。中国銀行業を対象とした先行研究では, これら中国銀行業独自の環境下におけるリスク指標を加味しなかった¹。

第二に, 被説明変数は, 3つの異なる側面を持ったリスク測定値を用いた。中国銀行業に関する先行研究が用いるリスク測定値は単一である。たとえば, 譚洪涛等 (2013) は株価収益率のみを, 许新霞等 (2010) は市場ベータのみをリスク測定値とした。それに対して, 本稿は, 市場ベータと株価収益率の標準偏差に加えて, アナリストによる評価も用いた。

第三に, リスク関連性を短期的・長期的ともに検証した。長期的なリスク関連性は, Hodder et al. (2006) やKhan and Bradbury (2014) と同様に5年を計算区間とした。短期的なリスク関連性は, 譚洪涛等 (2013) と同様に2年を計算区間とした。

このように, 本稿は, 5つの中国独自のリスク指標をコントロール変数に, 3つの異なるリスク側面を持つリスク測定値を被説明変数に, 長期的・短期的(5年・2年を計算区間とする)なリスク関連性を, 普通最小二乗法と固定効果モデルにより検証した。その結果, 純利益には一定のリスク関連性が認められたが, 純利益の変動を所与とした場合, 包括利益の追加的変動のリスク関連性は, 一貫して認められなかった。

以下, 第2節で文献レビューをし, 第3節で中国当局に監督されるリスク指標と金融商品の測定方法を検討する。第4節で研究デザインを提示する。第5節で検証結果を示し, 分析を行う。第6節で結論を述べる。

2. 文献レビュー

周知のように, 金融商品の総資産に占める割合は, 銀行業において最も高いため(表2を参照), 公正価値測定による影響は, 銀行業に最も大きいと予測できる。SFAS107は最初に金融商品の評価に公正価値測定を導入した(SFAS107「金融商品の公正価値の開示」, FASB, 1991年)。このため, 90年代以降米国における公正価値会計に関する研究は, 銀行業を検証対象とし, リスク関連性と価値関連性(Ahmed and Takeda, 1995; Barth, 1994; Eccher et al., 1996; Khurana and Kim, 2003; Nelson, 1996; Venkatachalam, 1996; Barth et al., 1996; Du et al., 2014; Koonce et al., 2011; Song et al., 2010)を検証するものが中心である。

リスク関連性の検証は, 公正価値測定の会計情報が銀行自身の信用リスクを説明できるのかを中心とするものである。銀行自身の信用リスクに影響するリスクには, 与信先の信用リスク, 為替変動や金利変動に関わる価格リスクおよび運転資金の流動性に関わる流動性リスクの三つが挙げられる。

Ahmed et al. (2011) は, 銀行が発行した社債の利回りとデリバティブの関連性を調べ, SFAS133による会計情報のリスク関連性への影響を検証した。SFAS133後, 信用スプレッドを小さくすると, デリバティブによる低減効果がより大きかったことが判明した。これらの結

¹ 许新霞等 (2010) は, Hodder et al. (2006) と同様の変数(デリバティブや金利リスク変数)を用いた。譚洪涛等 (2013) は, そのうちの金利リスク変数のみを用いた。詳細は第2節を参照せよ。

果に基づき、SFAS133は、デリバティブのリスク・エクスポージャーに関する会計測定値のリスク関連性を高め、銀行の資本コストを低減させる利点があると述べている。

Hodder et al. (2006) は、3つの利益（純利益・包括利益・全面公正価値利益）変動のリスク関連性を検証した。サンプルは、1996年～2004年202の米国商業銀行である。被説明変数は、株価収益率の標準偏差と市場ベータである。コントロール変数は、価格リスクにさらされる二つのリスク指標を用いた。一つは、一年以内に金利が固定される純資産であり、それを金利リスクにさらされるリスクとした。もう一つは、デリバティブの名目額である。その結果、全面公正価値利益は、2つのリスク指標と純利益・包括利益の変動を与件としたうえでなお、追加的なリスク説明力があることを発見した。よって、彼らは公正価値測定による利益がリスク関連性を有するとしている。

Khan and Bradbury (2014) は、Hodder et al. (2006) の検証モデルを参照に、非金融企業を検討対象にした。サンプルは、2005～2010年米国の2545非金融企業/年である。検証結果、包括利益の変動にはリスク関連性が認められたが、純利益の変動を所与とした場合、包括利益の追加的な変動には、リスク関連性がないとしている。

中国企業に関する先行研究（譚洪涛等, 2013; 許新霞等, 2010）は、共にHodder et al. (2006) の検証モデルを採用した。許新霞等 (2010) は、公正価値測定による利益変動と市場ベータとの関連性を検証した。サンプルは、2006年1月～2009年6月計14の中国上場銀行の半期データである。普通最小二乗法（OLS）による検証の結果、いずれの利益変動もリスク関連性がないとしている。検証モデルにおける注意すべき点は、Hodder et al. (2006) と同じく、価格リスクに関する指標（デリバティブと金利リスク）をコントロール変数とした。コントロール変数の係数符号がリスクをまったく説明できず、予測に反する有意な結果となったことは、Hodder et al. (2006) のリスク指標が異なる経済環境におかれる中国の銀行に適用できない可能性を示唆した²。

譚洪涛等 (2013) は、公正価値測定による利益変動と株価収益率変動との関連性を検証した。検証対象は188の金融機関/年と6823の非金融上場会社/年である。検証期間は2009年6月～2012年6月の半期データであり、移動標準偏差の計算区間は2年である。時間効果を加味したOLSによる検証の結果、利益変動の回帰係数は小さいものの、金融業と非金融業のいずれにおいても有意に正である。一方、純利益の変動を所与とした場合、包括利益の追加的な変動にはリスク説明力がない。同様に、ここでもコントロール変数について、注意すべき点がある。譚洪涛等 (2013) は、Hodder et al. (2006) と異なり、一年以内に金利が固定される純資産額ではなく、一年以内に金利が変動する純資産額を金利リスクにさらされるリスク指標とした。

3. 中国におけるリスク指標と金融商品の測定方法

3.1 中国の銀行を取り巻く環境とリスク指標

中国の銀行は、諸外国銀行とは著しく異なる環境におかれている。1990年代まで中国銀行業は、

² 表2によると、本稿のサンプル銀行におけるデリバティブ資産（負債）が金融資産（負債）に占める割合（平均値）は、僅か0.10%（0.2%）である。一方、Hodder et al. (2006) のサンプル銀行では、デリバティブ純資産の総資産に占める割合（平均値）が37.3%である。よって、中国の銀行においては、デリバティブにさらされるリスクが限定的であると考えられる。

ほとんど国有銀行に独占されてきた。1997年11月に開催された第一回全国金融工作会議で、銀行業改革が明確にされた。銀行業の市場化改革を促進するため、政府は外国資本や非国有資本の銀行業への参入を認めた。これにより、主に2001年12月のWTO加盟以降、外国資本や非国有資本による銀行業への参入及び銀行の上場が始まった³。しかし、国有銀行による独占時代から残された様々な歴史問題も相まって、いまだに銀行の貸付方針や金利の設定などは政府のマクロ政策や行政指導に従っているなか、銀行の自主経営を促進する市場化改革は深化されているとは言い難い。また、現在、預金保険制度も存在せず⁴、実質的に政府が銀行の経営リスクを負うことになっている。

これまで、中央銀行にあたる中国人民銀行は、貨幣政策の制定・執行機能のほか、金融業の監督機能も担っていた。1990年代以降、金融改革が本格化し、中国人民銀行における貨幣政策機能の一本化を目指すため、貨幣政策機能と金融業監督機能の分離を図った。その改革の一環として、1992年に中国証券業監督管理委員会、1998年に中国保険業監督管理委員会、2003年に中国銀行業監督管理委員会が、相次ぎ設立された。

中国銀行業監督管理委員会は、中国人民銀行から銀行業の監督機能が移行され、公正な競争を促進し、銀行業の安定と競争力の向上を監督目標としている⁵。そして、銀行の安全性と流動性を維持させる目的で、一定水準以上にクリアしなければならない計5つのリスク指標を設定し、定期的に監督当局および銀行の取締役会・監査役会・株主総会へ報告する義務を課している。5つのリスク指標は、自己資本比率（自己資本/リスク加重資産）、貸倒引当金の貸付債権に対する比率（貸倒引当金/貸付債権）、貸倒引当金の不良債権に対する比率（貸倒引当金/不良債権）、流動比率（流動資産/流動負債）、貸付債権残高の預金に対する比率（貸付債権/預金）である。これらの指標は、すべて財務諸表数値をベースに、年次・中間財務報告書において、重要な経営指標としての開示も要求されている。

まず、銀行の安全性指標である自己資本比率は、8%を下回ってはならないとしている（中国銀行業監督管理委員会、「商業銀行資本比率管理方法」、2004年2月23日、第7条、原文：「商業銀行資本充足率管理办法」⁶）。ここで、自己資本比率とは、規定される自己資本のリスク加重資産に対する比率である（第3条）。自己資本比率を計算する際、十分な貸倒引当金を積立てなければならないとしている（第4条）。

一方、貸倒引当金の積み立てが十分か否かについては、従来明文規定はなかった。「商業銀行貸倒引当金管理方法」（中国銀行業監督管理委員会、2011年7月、原文：「商業銀行贷款损失准备管理办法」）において、初めて明確に示された。そこに、貸倒引当金の貸付債権と不良債権に対する比率がそれぞれ2.5%と150%を下回ってはならないとしている（第7条）。

さらに、「商業銀行流動性リスク管理指針」（中国銀行業監督管理委員会、2009年9月28日、原文：「商业银行流动性风险管理指引」）において、まず、銀行の流動性指標である貸付債権の預金に対する比率（貸付債権/預金）は、75%を上回ってはならないとし、安全性を度外視する

³ 深圳発展銀行と広東発展銀行はそれぞれ1991年と1999年に上場を成し遂げたが、その他の銀行は、2000年以降上場した。

⁴ 1993年から21年間の考案を経て、2014年11月30日に、中国国務院が「預金保険条例（ED）」（原文：存款保险条例（公开草案））を公表した。これは、近い将来、中国に預金保険制度ができることを意味する。

⁵ 中国銀行業監督管理委員会のホームページ<http://www.cbrc.gov.cn>。アクセス日：2015年2月。

⁶ 「商業銀行資本比率管理方法」は、その後2006年12月に修正されたが、自己資本比率に対する要求は、基本的に変わらない。

過度な貸付を抑制しようとしている⁷。次に、流動比率（流動資産/流動負債）は、25%を下回ってはならないとしている（第38-39条）。なお、流動性リスクとは、銀行が満期となった債務や、ほかの支払義務及び正常な業務に必要な資金を即座に合理的なコストで獲得できない可能性である（第3条）。

3.2 金融資産の測定方法と利益測定値

公正価値測定による利益への影響は、企業会計準則第22号「金融商品の認識と測定」（中国財政部、2006年2月、原文：「金融工具确认和计量」、以下CAS22と略す）により、損益計算書の当期純利益、包括利益といった利益区分に段階的に表れる。

CAS22における金融資産とは、当該企業の金融資産を形成し、且つ他の企業の金融負債あるいは持分を形成するものである（第2条）。そして、金融資産は、保有目的にしたがい、売買目的有価証券、満期保有目的有価証券、貸付債権・未収金、売却可能有価証券の四種類に区分される（第7条）。金融負債は、売買目的金融負債とその他金融負債の二種類に区分される（第8条）。

満期保有目的有価証券・貸付債権・未収金およびその他の金融負債は、償却原価法で測定され、公正価値測定によらないため（減損処理を除く）（第32条）、当期純利益や包括利益のいずれにも影響を及ぼさない。

売買目的有価証券及び売買目的金融負債は、期末に公正価値で測定し、これに関する公正価値測定変動額は、当期損益に認識されるため（第7-8条）、直ちに当期純利益及び包括利益の変動をもたらす。

売却可能有価証券も期末に公正価値で測定されるが、これに関する公正価値変動額は、直接資本の部及びその他包括利益に計上され（第38条）⁸、直ちに当期純利益の変動をもたらさないが、包括利益の変動をもたらす。

4. 研究デザイン

式(1)は、Hodder et al. (2006) モデルを修正し、中国銀行業監督管理委員会に監督される5つのリスク指標を所与に、利益測定値の標準偏差とリスク測定値との関連性を検証するものである。利益変動にリスク関連性があれば、 β_6 は正になる。

$$\text{リスク測定値} = \alpha + \beta_{1-5}\text{リスク指標} + \beta_6\delta\text{利益} + \varepsilon \quad \text{式(1)}$$

被説明変数であるリスク測定値は、市場ベースのもの（市場ベータと株価収益率の変動）以外に、先行研究で用いられなかったアナリストによる評価も加える。市場ベータについては、四半期末時点における最近60か月市場ベータと最近24か月市場ベータの二種類を用いる。株価

⁷ その後、「商業銀行流動性リスク管理方法」（中国銀行監督管理委員会、2014年1月17日、原文：「商业银行流动性风险管理方法」）において、「商業銀行流動性リスク管理指針」は廃止されたが、流動性リスクの定義及び監督・開示に関する規定には変化がない。

⁸ 資本の部に計上される売却可能有価証券の公正価値変動額が2009年1月1日より損益計算書にも、その他包括利益の部に計上されるようになった（「企業会計準則解釈第3号」、中国財政部、2009年5月14日、原文：「企业会计准则解释第3号」）。一方、早期適用の銀行は、2006年第1四半期から計上されている。

収益率の変動は、四半期ごとに60カ月と24か月を計算区間とし、移動標準偏差を計算する。

コントロール変数は、中国銀行業監督管理委員会に監督される5つのリスク指標を用いる。監督されるリスク指標は、前述したように、中国における先行研究では、モデルに組み込んでいなかった(譚洪涛等, 2013; 許新霞等, 2010)。いずれも、Hodder et al. (2006)のモデルを採用し、デリバティブ名目額や金利リスク変数を用いた。しかし、表2の記述統計量及び注2から分かるように、中国の上場銀行におけるデリバティブ金融商品は、Hodder et al. (2006)の米国サンプル銀行より遥かに少なく、銀行の信用リスクを勘案する際、ほぼ無視できると考えられる。

また、金利については、マクロ経済政策及び貨幣政策の一環として、中央銀行である中国人民銀行が、預金金利及び貸付金利の基準利率を提示することになっている。一方、近年、銀行業市場化改革の一環として、金利の自由化が図られるようになった。具体的には、基準金利に基づき、各銀行に預金金利の上限設定に一定の裁量権が与えられるようになった。しかし、基準利率からシフトできる幅はごく僅かである⁹。

このように、中国の銀行は、Hodder et al. (2006)のサンプルである米国銀行とは異なる経済環境に置かれている¹⁰。したがって、中国の銀行を検証する際には、規制や環境の独自性を考慮する必要がある。ゆえに、本稿では、監督・管理されるリスク指標を所与とした場合における利益変動のリスク関連性を検証するため、5つの指標をコントロール変数とした。

説明変数は、3つの利益測定値それぞれに関する標準偏差である。かかる標準偏差は、Hodder et al. (2006)と同様に、全サンプル期間における標準偏差ではなく、5年(2年)を計算区間とした移動標準偏差である。移動標準偏差を用いるのは、利益の変動を全サンプル期間に固定せず、期間的に変動させるためである。利益測定値は、利益表示区分の段階に基づき、下記の3つを用いる¹¹。

第1は、当期純利益から売買目的有価証券と売買目的金融負債に関する公正価値変動による損益を除いたもので、いわゆる取得原価主義利益(HCNI)である¹²。HCNIは、公正価値測定の導入による影響を受けない。

第2は、当期純利益(NI)である。NIには、主に売買目的有価証券と売買目的金融負債の公正価値変動による損益が含まれる。

第3は、包括利益(CI)である。包括利益は、当期純利益(NI)とその他包括利益の合計である。その他包括利益には、主に売却可能有価証券の公正価値変動による損益が含まれる。

式(2)は、リスク指標と取得原価主義利益(HCNI)の変動を所与とした場合、なお、純利益(NI)の変動はHCNIの変動に対し、包括利益(CI)の変動は純利益(NI)の変動に対し、追加的なリスク説明力を検証するものである。公正価値測定の導入により、NIとCIに追加的な

⁹ 預金金利上限の裁量幅がこれまで1.2%であったが、2015年3月1日に裁量幅が1.3%まで拡大された。

¹⁰ 銀行を取り巻くリスクは、一般的に信用リスクおよび価格リスク(為替と金利)と流動性リスクの三つに分類されるが、Hodder et al. (2006)のコントロール変数は、価格(為替と金利)リスクに関わるものである。

¹¹ 3つの利益測定値は、いずれも企業グループに関するもので、少数株主に関するものも含まれる。

¹² $HCNI = \text{当期純利益} - \text{公正価値変動による損益} \times (1 - \text{法人税率})$ 。

公正価値変動による損益は、売買目的有価証券と売却目的金融負債に係るものである。課税後の公正価値変動による損益を控除することにより、HCNIも当期純利益と包括利益と同様に、課税後の金額で統一される。なお、法人税率は、2007年以前は33%、2008年以後は25%を用いる。それは、2007年の「中国企業法人税法」改正により、法人税率が引き下げられたことによる。

リスク説明力があれば、 β_7 と β_8 は正になる。

$$\begin{aligned} \text{リスク測定値} = & \alpha + \beta_{1-5} \text{リスク指標} + \beta_6 \delta \text{HCNI} + \beta_7 (\delta \text{NI} - \delta \text{HCNI}) \\ & + \beta_8 (\delta \text{CI} - \delta \text{NI}) + \varepsilon \end{aligned} \quad \text{式(2)}$$

5. サンプルと検証結果

5.1 サンプル

本稿のデータは、主に中国万得データ・バンクから入手した。月次株価収益率のデータは、中国国泰安データ・バンク（CSMAR）から入手した。いずれも2000年第1四半期から2013年第4四半期のデータである。一方、公正価値会計と包括利益の導入時期および移動標準偏差の計算区間を5年と2年の二種類としたため、回帰分析に用いられたサンプル期間は、2006年第1四半期から2013年第4四半期となった。

検証対象は、2014年1月末時点での中国におけるすべての上場銀行、計16行である。中国銀行業監督管理委員会が発表した「2014年監管統計数値」（2015年2月13日）によると、2014年末にサンプル銀行の総資産は中国銀行業総資産の59.42%を占め¹³、中国の主要銀行として高い代表性を有すると言える。

本稿における被説明変数であるリスク測定値は三つ、移動標準偏差の計算区間は5年と2年の二種類を用いるため、回帰分析に用いられるサンプル数は被説明変数と計算区間により異なる。それぞれのサンプル数を表1に示している。表2～表5は、計算区間を5年、株価収益率の移動標準偏差を被説明変数とした場合に、回帰分析に用いられるサンプルに関する記述統計量である。

表1 各検証モデルのサンプル数

被説明変数 (リスク測定値)	移動標準偏差の計算区間	
	5年	2年
市場ベータ	136	240
株価収益率の移動標準偏差	248	256
アナリスト評価		

表2のパネル1は、金額ベースによるものである。ほとんどの平均値は、中央値と大きく離れ、75パーセンタイルの値と近似する。それは、僅か25%のサンプルが大規模銀行であり、大規模銀行とほかの銀行との規模の差が歴然であることを意味する（注13を参照）。パネル1は、規模による影響を考慮する必要性を示唆している。

パネル2は、観測値を比率化しているため、平均値と中央値が近似し、規模によるばらつきが改善された。よって、以下の分析は平均値を用いる。パネル2をみると、金融資産は総資産の94.2%をも占め、銀行の主要資産であることが分かる。一方、金融資産・金融負債のうち、

¹³ 「2014年監管統計数値」において、本稿のサンプル銀行は、中国主要銀行として位置づけられており、大型商業銀行（四大国有商業銀行と交通銀行で、計5行）と株式会社制商業銀行（計11行）とに、分類されている。それぞれの総資産の中国銀行業総資産に占める割合は、41.21%と18.21%であり、計59.42%となる。

表2 中国主要銀行16行における資産・負債に関する記述統計量 (2006年1月~2013年12月)
(Panel 1の単位は億元である.)

変数	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値	観測数
<i>Panel 1</i>								
mean_asset	36,146	41,241	2,066	7,892	17,485	36,727	126,933	248
fa	42,306	47,078	1,350	10,918	21,426	48,418	179,145	248
fl	36,107	41,947	1,175	8,892	17,143	37,403	158,304	248
loan	22,326	24,797	625	5,522	11,773	26,942	94,096	248
deposit	34,514	40,502	975	8,045	16,399	35,033	146,927	248
net_asset	2,682	3,134	103	659	1,260	2,941	12,354	248
<i>Panel 2</i>								
FA	0.942	0.038	0.829	0.926	0.948	0.968	0.988	248
Loan / a	0.488	0.066	0.331	0.452	0.490	0.538	0.637	248
Loan / fa	0.518	0.062	0.377	0.482	0.520	0.563	0.677	248
Trading / fa	0.009	0.010	0.000	0.003	0.007	0.010	0.054	248
AFS / fa	0.065	0.033	0.012	0.046	0.058	0.079	0.200	248
HFM / fa	0.084	0.041	0.015	0.052	0.077	0.104	0.182	248
Deliver / fa	0.001	0.002	0.000	0.000	0.001	0.001	0.011	248
Other / fa	0.323	0.074	0.204	0.262	0.315	0.378	0.513	248
FL	0.826	0.066	0.660	0.781	0.834	0.886	0.922	248
Deposit / l	0.766	0.086	0.586	0.701	0.770	0.836	0.906	248
Deposit / fl	0.926	0.062	0.678	0.904	0.940	0.966	0.994	248
Trading / fl	0.004	0.008	0.000	0.000	0.000	0.003	0.048	248
Deliver / fl	0.002	0.002	0.000	0.000	0.001	0.002	0.013	248
Other / fl	0.069	0.062	0.004	0.021	0.051	0.091	0.311	248

変数定義：mean_asset = 期末平均総資産；fa = 金融資産；fl = 金融負債；loan=貸付債権；deposit = 預貯金額；net_asset = 総資産 - 総負債；FA=金融資産 / 総資産；Loan/a = 貸付債権 / 総資産；Loan/fa = 貸付債権 / 金融資産；Trading/fa = 売買目的有価証券 / 金融資産；AFS/fa=売買可能有価証券 / 金融資産；HFM/fa = 満期保有目的有価証券 / 金融資産；Deliver/fa = デリバティブ金融資産 / 金融資産；Other/fa = その他の金融資産 / 金融資産；FL = 金融負債 / 総資産；Deposit/l = 預貯金額 / 総負債；Deposit/fl = 預貯金額 / 金融負債；Trading/fl = 売買目的金融負債 / 金融負債；Deliver/fl = デリバティブ金融負債 / 金融負債；Other/fl = その他の負債 / 金融負債；すべての変数について、1と99パーセントイルでWinsor処理を行った。

表3 中国主要銀行16行における利益と利益の移動標準偏差に関する記述統計量(2006年1月~2013年12月)

変数	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値	観測数
HCNI	0.0094	0.0047	0.0020	0.0055	0.0087	0.0129	0.0204	248
NI	0.0093	0.0046	0.0020	0.0055	0.0087	0.0125	0.0204	248
CI	0.0092	0.0045	0.0020	0.0054	0.0087	0.0121	0.0201	248
OCI	-0.0001	0.0005	-0.0019	-0.0004	0.0000	0.0002	0.0010	248
δ HCNI	0.0033	0.0011	0.0011	0.0025	0.0032	0.0041	0.0058	248
δ NI	0.0032	0.0011	0.0011	0.0024	0.0032	0.0041	0.0058	248
δ CI	0.0031	0.0011	0.0009	0.0023	0.0031	0.0039	0.0058	248

変数定義: HCNI = [純利益 - 公正価値変動損益 × (1 - 法人税率)] / 平均総資産; NI = 純利益 / 平均総資産; CI = 包括利益 / 平均総資産; OCI = その他包括利益 / 平均総資産; δ HCNI (NI, CI) = HCNI (NI, CI) の移動標準偏差 (20の四半期を区間とし, 四半期ごとに計算); HCNI, NI, CI, FVI, OCIについて, 1と99パーセンタイルでWinsor処理を行った.

表4 中国主要銀行16行におけるリスク指標とリスク測定値に関する記述統計量(2006年1月~2013年12月)

変数	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値	観測数
curRatio	0.88	0.06	0.73	0.84	0.88	0.94	1.00	248
loan_depo	0.69	0.06	0.55	0.63	0.71	0.73	0.83	248
cap	12.05	1.37	8.60	10.97	11.87	12.76	16.12	248
prov_bl	2.80	0.77	1.31	2.25	2.71	3.35	4.77	248
prov_loan	0.022	0.006	0.010	0.019	0.022	0.025	0.044	248
beta60m	1.02	0.18	0.61	0.93	1.02	1.13	1.47	136
beta24m	1.02	0.28	0.30	0.83	1.03	1.24	1.70	232
δ ret5y	0.11	0.03	0.04	0.10	0.12	0.13	0.15	248
δ ret2y	0.10	0.04	0.03	0.07	0.09	0.13	0.19	248
rating	1.88	0.27	1.21	1.69	1.82	2.03	3.00	248

変数定義: curRatio = 流動資産 / 流動負債; loan_depo = 貸付債権 / 預貯金; cap = 自己資本比率 (%); prov_bl = 貸倒引当金 / 不良債権; prov_loan = 貸倒引当金 / 貸付債権; beta_60m (24 m) = 最近60 (24) か月の市場ベータ; δ ret5y(2y) = 最近60 (24) カ月の月次株価収益率の移動標準偏差 (四半期ごとに計算); rating = アナリストによる評価 (1-5), 1は最も高い評価ランキングであり, 5は最も低い評価ランキングである. curRatio, loan_depo, cap, prov_bl, prov_loanについて, 1と99パーセンタイルでWinsor処理を行った.

表5 リスク測定値、利益の移動標準偏差、リスク指標のPearson相関係数

変数	beta60m	delta ret5y	rating	delta HCNI	delta NI	delta CI	delta NI-delta HCNI	delta CI-delta NI	curRatio	loan_depo	cap	prov-bl	prov-loan
beta60m	1												
delta ret5y	0.638***	1											
rating	-0.350***	-0.398***	1										
delta HCNI	0.132	-0.538***	-0.0510	1									
delta NI	0.124	-0.547***	-0.0430	1.000***	1								
delta CI	0.148*	-0.515***	-0.0510	0.989***	0.989***	1							
delta NI-delta HCNI	-0.291***	-0.160*	0.275***	-0.205**	-0.175**	-0.193**	1						
delta CI-delta NI	0.198**	0.0300	-0.0700	0.244***	0.240***	0.383***	-0.173**	1					
curRatio	-0.0890	0.207**	-0.195**	-0.249***	-0.253***	-0.229***	-0.0700	0.0760	1				
loan_depo	0.0340	0.218**	-0.124	-0.296***	-0.298***	-0.296***	0.0130	-0.0830	0.553***	1			
cap	-0.271***	-0.612***	0.345***	0.496***	0.503***	0.481***	0.136	0.0130	-0.418***	-0.396***	1		
prov_bl	0.394***	0.242***	-0.501***	0.319***	0.312***	0.335***	-0.289***	0.252***	0.122	-0.0140	-0.0260	1	
prov_loan	-0.435***	-0.444***	0.0240	0.255***	0.256***	0.253***	0.00700	0.0590	0.0210	-0.412***	0.462***	0.0410	1

注：*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. 変数定義：beta 60m = 最近60カ月市場ベータ；delta ret5y(2y) = 最近60 (24) カ月次株価収益率の移動標準偏差 (四半期ごとに計算)；rating = アナリストによる評価 (1-5), 1は最も高い評価ランキングであり, 5は最も低い評価ランキングである；delta HCNI = [純利益 - 公正価値変動損益 × (1 - 法人税率)] / 平均総資産の移動標準偏差 (20の四半期を区間, 四半期ごとに計算)；delta NI = (純利益 / 平均総資産) の移動標準偏差 (20の四半期を区間, 四半期ごとに計算)；delta CI = (包括利益 / 平均総資産) の移動標準偏差 (20の四半期を区間, 四半期ごとに計算)；curRatio = 流動資産 / 流動負債；loan_depo = 貸付債権 / 預貯金；cap = 自己資本比率 (%)；prov_bl = 貸倒引当金 / 不良債権；prov_loan = 貸倒引当金 / 貸付債権。

毎期末に公正価値で測定されるものは、それぞれ僅か0.75%と0.06%である¹⁴。償却原価法で認識・測定されるものが殆どである。そのため、表3で示されたように、3つの利益測定値の間に、僅少な差しか見られない。また、移動標準偏差の間にも、ほぼ差異が見られない。よって、公正価値会計の導入による利益への影響は、かなり限定的であると予測できる。

表4は、リスク測定値（被説明変数）と5つのリスク指標（コントロール変数）に関する記述統計量を示している。貸倒引当金の貸付債権に対する比率は、2.2%である。監督当局が要求している比率2.5%をクリアしていないサンプル数は248個中197個もあり、多くの銀行において、貸倒引当金が不足していることが判明した。そのほかのリスク指標に関する観測値は、ほとんど監督当局の要求をクリアしている。市場ベータの値は1.0前後であり、中国の銀行株が株式市場の風見鶏と言われるゆえんである。表5は、利益の移動標準偏差、リスク指標、リスク測定値のPearson相関係数を示している。 δHCNI と δNI 、 δCI が1に近いほど完全相関をしている¹⁵。その他の多重共線性の懸念はない。

5.2 検証結果—長期的リスク関連性

(1) 市場ベータを用いた検証

利益変動の長期的リスク関連性を検証するため、まずは、最近60か月の市場ベータを被説明変数とする。表6の1-4欄は、OLSによる検証結果である。それを見ると、 β_6 (δHCNI 、 δNI 、 δCI の係数)はいずれも有意に正であり、市場ベータをリスク測定値とする場合、利益変動のリスク関連性が認められた。1-3欄の β_6 に同様な検証結果が得られたことは、3つの利益測定値の間に高い相関を有していることから予測できる。しかし、 β_7 と β_8 は、有意に正とならないため、 δCI (δNI)が δNI (δHCNI)に対して、追加的なリスク説明力が認められない。4欄におけるコントロール変数について、線形制約 ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$) のF検定を行ったが、1%水準で帰無仮説が棄却された ($F=24.15$, $p=0.0000$)。

大型銀行の5行とその他の銀行との間に規模の差が大きいことは（注12を参照）、表2から再確認できた。このため、5-8欄は、総資産の自然対数をコントロール変数に加えた。規模の大きい銀行は、リスクが低いと予測できるため、予測符号が負である。検証の結果、総資産自然対数の回帰係数はすべて予測と一致し、1%水準で有意に負である。 β_6 (δHCNI 、 δNI 、 δCI の係数)は、全て1%水準で有意に正となったのみならず、係数とt値が共に倍に上がった。 β_7 と β_8 の有意ではない検証結果も維持された。調整済み R^2 は1-4欄よりそれぞれ18.6%、18.4%、17.7%、18.0%も上がり、F値も明らかに高くなった。よって、規模による影響を加味したモデルの方が、高い説明力を有することが分かる。規模（総資産の自然対数）による影響に対して、LR検定を行った結果、1%水準で有意に認められた ($\chi^2=51.33, 50.69, 48.95, 51.23$)。なお、検証対象が16行しかないため、均等分散について、BP検定およびWhiteテストを行った。その結果、いずれも1%水準で帰無仮説が棄却された。よって、本稿における回帰係数のt値は、全てWhite (1980) 型頑健な標準誤差で計算するものにした。

中国では、現在上場している銀行は僅か16行であり、諸外国と比べ、はるかに少ない。それ

¹⁴ 内訳として、売買目的有価証券、売買可能有価証券、デリバティブ金融資産の金融総資産に占める割合は、それぞれ0.09%、0.65%、0.01%である。また、売買目的金融負債とデリバティブ金融負債の金融総負債に占める割合は、それぞれ0.04%と0.02%である。

¹⁵ 公正価値変動による損益（その他包括利益）がマイナスであるサンプル数が130 (124) であり、サンプルの半数以上（ちょうど半数）となる。

表6 OLSによる長期的リスク関連性の検証結果 (被説明変数=最近60カ月の市場ベータ)

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
curRatio	-0.368 (-1.454)	-0.369 (-1.453)	-0.382 (-1.494)	-0.422* (-1.797)	-0.249 (-1.054)	-0.250 (-1.052)	-0.284 (-1.190)	-0.252 (-1.161)
loan_depo	-0.433 (-1.252)	-0.436 (-1.258)	-0.413 (-1.191)	-0.362 (-1.030)	0.180 (0.569)	0.174 (0.549)	0.182 (0.571)	0.198 (0.629)
cap	-0.032*** (-2.690)	-0.032*** (-2.666)	-0.032*** (-2.799)	-0.026** (-2.273)	-0.025** (-2.324)	-0.026** (-2.313)	-0.025** (-2.261)	-0.020* (-1.725)
prov_bl	0.084*** (5.351)	0.084*** (5.388)	0.082*** (5.293)	0.074*** (4.635)	0.066*** (4.439)	0.067*** (4.524)	0.067*** (4.439)	0.060*** (3.505)
prov_loan	-18.925*** (-6.034)	-18.916*** (-6.015)	-18.861*** (-6.026)	-18.970*** (-6.413)	-13.870*** (-4.223)	-13.871*** (-4.217)	-13.935*** (-4.249)	-14.089*** (-4.278)
δ HCNI	30.595** (2.554)			21.139* (1.699)	59.398*** (5.169)			53.488*** (4.686)
δ NI		29.852** (2.469)				58.758*** (5.067)		
δ CI			31.212*** (2.814)				54.191*** (4.948)	
δ NI- δ HCNI				-685.517** (-2.095)				-713.083* (-1.681)
δ CI- δ NI				93.147 (1.395)				-3.921 (-0.102)
ln_asset					-0.087** (-8.103)	-0.086** (-8.066)	-0.084*** (-7.873)	-0.087** (-7.819)
_cons	2.071*** (6.517)	2.072*** (6.502)	2.080*** (6.542)	2.068*** (6.821)	3.767*** (12.005)	3.763*** (11.900)	3.725*** (11.831)	3.739*** (11.660)
調整済みR ²	0.399	0.398	0.403	0.416	0.585	0.582	0.580	0.596
N	136	136	136	136	136	136	136	136
F	20.963	21.110	20.567	18.082	33.395	33.223	32.872	26.886

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 (White(1980)型頑健な標準誤差を用いる). 被説明変数は最近60カ月の市場ベータである.

変数定義: curRatio = 流動資産 / 流動負債; loan_depo = 貸付債権 / 預貯金; cap = 自己資本比率 (%); prov_bl = 貸倒引当金 / 不良債権; prov_loan = 貸倒引当金 / 貸付債権; HCNI = [純利益 - (1 - 法人税率) × 公正価値変動損益] / 平均総資産; δ HCNI = HCNIの移動標準偏差 (20の四半期を区間に, 四半期ごとに計算); δ NI = (純利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (20の四半期を区間に, 四半期ごとに計算); δ CI = (包括利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (20の四半期を区間に, 四半期ごとに計算); ln_asset = 総資産の自然対数. すべての変数について, 1と99パーセンタイルでWinsor処理を行った.

に加え上場銀行の中に非国有銀行と国有銀行の間では、規模や政府による関与の度合いなど様々な面で異なる。このため、OLSによる検証結果について、銀行の個別効果を加味する固定効果モデルによる検証結果との比較も必要と考えられる。

表7は、固定効果モデルによる検証結果である。1-4欄は、個別効果のみによる検証結果であるが、OLSによる推定結果は維持された。すなわち、 β_6 (δHCNI , δNI , δCI の係数)は、依然1%水準で有意に正であるが、 β_7 と β_8 は、依然有意ではない。個別効果についてF検定を行った結果、1%水準で帰無仮説が棄却されたため、個別効果が有意に認められた。調整済み R^2 は0.931~0.940であり、規模による影響を加味したOLSよりさらに上がった。それは、時間により変化しない銀行の個別効果が、それぞれ53.3% (93.3%-39.9%)、53.5% (93.2%-39.8%)、52.8% (93.1%-40.3%)、51.9% (93.4%-41.6%)の最近60カ月市場ベータを説明できると示している。そして、個別効果の中に、それぞれ34.8% (18.6/53.3)、34.4% (18.4/53.5)、33.6% (17.7/52.8)、34.7% (18.0/51.8)は、規模によるものと説明できる。なお、固定効果モデルにおける均等分散について、Wald検定を行ったが、1%水準で帰無仮説が棄却された ($F=838.94$, $p=0.000$)。

表7の5-8欄は、個別効果のほかに、時間のダミー変数を加え、個別効果・時間効果の双方向固定効果モデルによる検証結果である。 β_6 - β_8 の検証結果は、時間効果を考慮しない1-4欄の検証結果とほぼ変わらないが、 β_6 の統計的有意性はなくなった。調整済み R^2 は0.940~0.943であり、1-4欄と大差はないが、F値は大きく下がった。それは、時間のダミー変数を加えたことにより、自由度が大きく下がったことに起因する。4欄と8欄におけるコントロール変数について、線形制約 ($\beta_1=\beta_2=\beta_3=\beta_4=\beta_5=0$)のF検定を行ったが、いずれも1%水準で帰無仮説が棄却された。個別効果と時間効果に対してLR検定を行った結果、 χ^2 値はそれぞれ312.23と40.35であり、いずれのp値も0.000であり、個別効果と時間効果がともに認められた。以下、双方向固定効果モデルのみを示すことにする。

(2) 株価収益率とアナリスト評価を用いた検証

表8の1-4欄は、株価収益率の5年間移動標準偏差を被説明変数とした検証結果である。 β_6 (δHCNI , δNI , δCI の係数)は有意ではないため、利益変動の株価収益率変動に対するリスク説明力が認められない。 β_7 は5%水準で有意に正であるが、 β_8 は有意ではない。よって、 δHCNI を所与とした場合、株価収益率変動に対する追加的なリスク説明力が δNI には認められるが、 δCI には認められない。モデルの説明力について、市場ベータモデルと比べた場合、調整済み R^2 は大差がないが、F値は株価収益率モデルの方が高いことから、株価収益率モデルの説明力が高いと言える。

表8の5-8欄は、アナリストによる評価を被説明変数とした検証結果である。 β_6 (δHCNI , δNI , δCI の係数)は、有意に正であるが、 β_7 と β_8 は、有意ではない。他の検証モデルによる結果と大差はない。ただし、調整済み R^2 とF値の両方が最も低いことから、アナリストモデルの説明力が低いと言える。

長期的検証結果をまとめると、 β_6 は市場ベータを被説明変数とした場合、OLSおよび個別効果のみの固定効果モデルにおいて、有意に正である。 β_7 は株価収益率を被説明変数とした場合(双方向固定効果モデルによる検証)においてのみ、有意に正である。一方、 β_8 は全ての検証モデル及び検証方法において、有意ではなかった。

さらに、3つの利益測定値の高い相関関係も合わせると、以下の検証結果が得られたと言える。

表7 固定効果モデルによる長期的リスク関連性の検証結果 (被説明変数=最近60カ月市場ベータ)

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
curRatio	-0.706*** (-4.051)	-0.705*** (-4.026)	-0.719*** (-4.050)	-0.690*** (-3.986)	-0.851*** (-4.494)	-0.829*** (-4.456)	-0.796*** (-4.431)	-0.879*** (-4.732)
loan_depo	-0.210 (-0.965)	-0.213 (-0.972)	-0.196 (-0.882)	-0.226 (-1.044)	-0.094 (-0.356)	-0.112 (-0.421)	-0.140 (-0.516)	-0.076 (-0.301)
cap	0.007 (1.233)	0.007 (1.191)	0.008 (1.286)	0.010* (1.682)	0.003 (0.549)	0.003 (0.441)	0.002 (0.340)	0.006 (0.918)
prov_bl	-0.023** (-2.139)	-0.023** (-2.108)	-0.025** (-2.212)	-0.023** (-1.982)	-0.028** (-2.063)	-0.030** (-2.144)	-0.032** (-2.296)	-0.028* (-1.920)
prov_loan	3.235 (0.956)	3.324 (0.979)	3.756 (1.097)	3.681 (1.103)	0.256 (0.073)	0.641 (0.184)	1.349 (0.382)	0.735 (0.203)
δ HCNI	28.149*** (3.377)			25.150*** (2.921)	29.230 (1.074)			25.905 (1.029)
δ NI		28.001*** (3.307)				20.968 (0.793)		
δ CI			24.672*** (3.144)				4.647 (0.196)	
δ NI- δ HCNI				-322.337* (-1.819)				-390.001** (-2.247)
δ CI-NI				-27.639 (-1.020)				-41.841 (-1.539)
_cons	1.612*** (7.083)	1.614*** (7.068)	1.619*** (7.049)	1.568*** (6.828)	1.833*** (6.661)	1.843*** (6.713)	1.861*** (6.804)	1.801*** (6.739)
個別効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間効果	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
調整済みR ²	0.933	0.932	0.931	0.934	0.940	0.940	0.940	0.943
N	136	136	136	136	136	136	136	136
F	14.059	13.838	13.544	11.205	7.400	7.428	7.664	7.140

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 (White(1980)型頑健な標準誤差を用いる)。被説明変数は最近60カ月の市場ベータである。
 変数定義: curRatio = 流動資産 / 流動負債; loan_depo = 貸付債権 / 預貯金; cap = 自己資本比率 (%); prov_bl = 貸倒引当金 / 不良債権; prov_loan = 貸倒引当金 / 貸付債権; HCNI = [純利益 - (1 - 法人税率) × 公正価値変動損益] / 平均総資産; δ HCNI = HCNIの移動標準偏差 (20の四半期を区間に、四半期ごとに計算); δ NI = (純利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (20の四半期を区間に、四半期ごとに計算); δ CI = (包括利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (20の四半期を区間に、四半期ごとに計算)。すべての変数について、1と99パーセントでWinsor処理を行った。

表8 固定効果モデルによる長期的リスク関連性の検証結果 (被説明変数 = 株価収益率の移動標準偏差 & アナリストによる評価ランキング)

変数	被説明変数 = アナリストによる評価							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
curRatio	-0.054*** (-3.402)	-0.053*** (-3.329)	-0.053*** (-3.315)	-0.046*** (-2.943)	0.258 (0.716)	0.288 (0.797)	0.294 (0.810)	0.301 (0.805)
loan_depo	0.031 (1.366)	0.035 (1.571)	0.034 (1.506)	0.031 (1.401)	0.445 (1.378)	0.453 (1.389)	0.466 (1.385)	0.461 (1.383)
cap	-0.000 (-0.150)	-0.000 (-0.158)	-0.000 (-0.043)	-0.000 (-0.144)	-0.000 (-0.038)	-0.000 (-0.036)	0.002 (0.149)	0.000 (0.001)
prov_bl	0.001 (0.782)	0.001 (0.918)	0.001 (0.779)	0.001 (0.872)	-0.025 (-1.013)	-0.025 (-1.006)	-0.030 (-1.250)	-0.026 (-1.012)
prov_loan	0.989** (2.528)	0.948** (2.427)	0.967** (2.471)	0.877** (2.260)	-25.237*** (-3.474)	-25.672*** (-3.540)	-25.291*** (-3.524)	-25.786*** (-3.576)
δ HCNI	1.369 (0.715)			2.949 (1.468)	75.821** (2.019)			82.663** (2.054)
δ NI		2.678 (1.362)				82.904** (2.073)		
δ CI			1.823 (1.019)				63.574* (1.869)	
δ NI- δ HCNI				23.353** (2.115)				111.318 (0.684)
δ CI- δ NI				-0.269 (-0.075)				12.364 (0.192)
_cons	0.121*** (4.815)	0.115*** (4.598)	0.116*** (4.557)	0.114*** (4.508)	1.818*** (3.740)	1.788*** (3.604)	1.790*** (3.443)	1.774*** (3.387)
個別効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
調整済みR ²	0.929	0.930	0.930	0.931	0.788	0.788	0.788	0.786
N	248	248	248	248	248	248	248	248
F	18.428	18.256	18.013	17.679	4.917	4.865	4.834	4.510

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 (White (1980) 型頑健な標準誤差を用いる)。被説明変数は、最近60カ月次株価収益率の移動標準偏差 (四半期ごとに計算) とアナリストによる評価である。アナリストによる評価1については最も高い評価ランキングであり、5は最も低い評価ランキングである。
 変数定義: curRatio = 流動資産 / 流動負債; loan_depo = 貸付債権 / 預貯金; cap = 自己資本比率 (%); prov_bl = 貸倒引当金 / 不良債権; prov_loan = 貸倒引当金 / 貸付債権; HCNI = [純利益 - (1 - 法人税率) × 公正価値変動損益] / 平均総資産; δ HCNI = HCNIの移動標準偏差 (20の四半期を区間に、四半期ごとに計算); δ NI = (純利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (20の四半期を区間に、四半期ごとに計算); δ CI = (包括利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (20の四半期を区間に、四半期ごとに計算)。すべての変数について、1と99パーセンタイルでWinsor処理を行った。

すなわち、HCNIには、一定のリスク関連性が認められたものの、強い証拠とはならない。NIには、HCNIの変動を所与とした場合、株価収益率の変動に対しては、追加的なリスク説明力が認められる。一方、CIには、HCNIとNIの変動を所与とした場合、強い証拠で追加的なリスク説明力が否定される。ゆえに、CIには公正価値測定による利益変動の長期的なリスク関連性は認められない。

5.3 検証結果—短期的リスク関連性

短期的検証は、長期的検証と同様に、OLS・個別効果による固定効果モデル・双方向固定効果モデルと3つの検証方法の中で、双方向固定効果モデルによる説明力が最も高い。よって、表9では双方向固定効果モデルによる検証結果のみを示しておく。1-4欄は最近24か月の市場ベータ、5-8欄は株価収益率の2年間移動標準偏差、9-12欄はアナリスト評価を被説明変数とした場合の検証結果である。

表9によると、 β_6 (δ HCNI, δ NI, δ CIの係数)は、市場ベータを被説明変数とする場合にのみ有意に正である。それは、市場ベータを被説明変数とする個別効果による固定効果モデルの長期的検証結果と一致する。よって、利益変動の市場ベータとの関連性は、個別効果による固定効果モデルでは、長期的・短期的共に認められるが、時間効果も考慮に入れると、長期的には認められなくなる。

β_7 については、株価収益率モデルにのみ、5%水準で有意に正となり、 δ NIの追加的なリスク説明力は認められた。よって、 δ NIの追加的なリスク説明力は、株価収益率モデルにおいて、長期的・短期的ともに認められた。

β_8 については、長期的な検証結果と一致し、いずれのモデルにおいても有意とならない。よって、 δ CIの追加的なリスク説明力が、一貫して全ての検証モデルにおいて、いかなる検証方法を用いた場合も、強い証拠で否定される。

なお、アナリストモデルの調整済み R^2 及びF値の両方が最も低いことも、長期的検証結果と一致する。また、長期的・短期的検証のいずれによっても、株価収益率モデルが最も高いF値を有し、モデルの説明力が最も高いと言える。

6. 結 論

本稿は、中国の上場銀行を検証対象とし、公正価値測定の導入による利益変動のリスク関連性を検証した。検証モデルはHodder et al. (2006)のモデルを参照したが、コントロール変数については、中国銀行業監督当局に監督され、一定の水準をクリアしなければならないリスク指標を用いた。これらリスク指標で開示されたリスクを所与とした上なお、中国の銀行における公正価値測定による利益変動が資本市場でリスク要素として認識されるか否かを、異なるリスク測定値・検証方法を用いて、長期的・短期的に包括的な検証を試みた。

リスク測定値は、株価収益率の変動、市場ベータ、アナリスト評価を用いた。検証方法は、OLS、個別効果による固定効果モデル、個別効果・時間効果による双方向固定効果モデルを用いた。検証期間は、二種類の計算区間(5年と2年)を用いて、長期的(5年)・短期的(2年)なリスク関連性を検証した。

その結果、3つの利益(HCNI・NI・CI)変動に、一定のリスク説明力は認められたが、強

表9 固定効果モデルによる短期的リスク関連性の検証結果 (被説明変数は最近24カ月市場ベータ, 株価収益率の移動標準偏差及びアナリストによる評価ランキング)

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	被説明変数 = 市場ベータ			被説明変数 = δ 株価値収益率			被説明変数 = アナリストによる評価					
curRatio	-0.413 (-1.231)	-0.401 (-1.198)	-0.399 (-1.194)	-0.402 (-1.196)	0.061** (2.078)	0.062** (2.105)	0.059** (2.041)	0.058** (2.033)	0.285 (0.788)	0.287 (0.793)	0.307 (0.850)	0.300 (0.815)
loan_depo	-0.113 (-0.311)	-0.106 (-0.291)	-0.085 (-0.225)	-0.106 (-0.283)	0.009 (0.376)	0.016 (0.693)	-0.002 (-0.094)	-0.008 (-0.330)	0.343 (1.050)	0.318 (0.963)	0.394 (1.144)	0.406 (1.180)
cap	-0.029** (-2.500)	-0.030** (-2.556)	-0.028** (-2.356)	-0.030** (-2.455)	-0.002* (-1.828)	-0.002* (-1.820)	-0.002* (-1.869)	-0.002** (-2.253)	-0.002 (-0.136)	-0.002 (-0.172)	-0.001 (-0.045)	-0.000 (-0.016)
prov_bl	-0.139** (-4.813)	-0.138** (-4.747)	-0.147** (-5.053)	-0.138** (-4.715)	-0.011*** (-4.343)	-0.011*** (-4.250)	-0.011*** (-4.278)	-0.009*** (-3.560)	-0.029 (-1.201)	-0.029 (-1.193)	-0.035 (-1.450)	-0.034 (-1.361)
prov_loan	18.999** (2.597)	19.020** (2.610)	19.557** (2.632)	19.013** (2.586)	2.772** (3.640)	2.734** (3.572)	2.783** (3.736)	2.690** (3.667)	-23.659** (-3.313)	-23.516** (-3.318)	-23.173** (-3.300)	-23.377** (-3.273)
δ HNCNI	80.668** (2.555)			92.388** (2.596)	-1.749 (-0.622)	0.115 (0.036)		1.098 (0.351)	59.338* (1.824)			55.306 (1.386)
δ NI		92.549** (2.624)							59.376 (1.560)			
δ CI			70.097** (2.149)				-3.681 (-1.157)				58.050* (1.738)	
δ NI- δ HNCNI				89.591 (0.834)				21.303** (2.372)				-27.507 (-0.224)
δ CI- δ NI				-0.501 (-0.009)				-13.729** (-2.172)				48.284 (0.735)
_cons	1.575** (3.156)	1.555** (3.099)	1.568** (3.144)	1.555** (3.082)	0.077* (1.944)	0.069* (1.695)	0.090** (2.250)	0.092** (2.306)	1.907** (3.894)	1.932** (3.847)	1.858** (3.546)	1.848** (3.527)
個別効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
調整済みR ²	0.832	0.833	0.831	0.831	0.923	0.922	0.923	0.925	0.800	0.800	0.800	0.799
N	240	240	240	240	256	256	256	256	256	256	256	256
F	24.706	24.806	24.103	22.979	141.367	139.761	146.972	146.206	4.798	4.765	4.773	4.458

注: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 (White (1980) 型頑健な標準誤差を用いる)。被説明変数について、1-4欄は最近24カ月の市場ベータである。5-8欄は、最近24カ月次株価値収益率の移動標準偏差 (四半期ごとに計算) である。9-12欄はアナリストによる評価 (1-5) である。1は最も高い評価ランキングであり、5は最も低い評価ランキングである。
 変数定義: curRatio = 流動資産 / 流動負債; loan_depo = 貸付債権 / 預貯金; cap = 自己資本比率 (%); prov_bl = 貸倒引当金 / 不良債権; prov_loan = 貸倒引当金 / 貸付債権; HNCNI = [純利益 - (1 - 法人税率) × 公正価値変動損益] / 平均総資産; δ HNCNI = HNCNIの移動標準偏差 (8の四半期を区間に、四半期ごとに計算); δ NI = (純利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (8の四半期を区間に、四半期ごとに計算); δ CI = (包括利益 / 平均総資産)の移動標準偏差 (8の四半期を区間に、四半期ごとに計算)。すべての変数について、1と99パーセンタイルでWinsor処理を行った。

い証拠とはならなかった。HCNIの変動を所与とした場合、純利益(NI)の変動に追加的なリスク説明力が認められたのは、長期的・短期的において、いずれも株価収益率モデルのみである。一方、包括利益(CI)の変動に、いずれのモデル・検証方法・検証期間も一貫して、強い証拠で追加的なリスク説明力が否定された。ゆえに、中国における公正価値測定による利益変動はリスク関連性を有しないと思われる。

さらに、検証結果によれば、中国の銀行には公正価値で測定される資産・負債がごく僅かであるため、公正価値測定の導入が現在の中国銀行業に与える影響は、軽微なものと言え、中国の金融安定を脅かすことはないと考えられる。

引用文献

- 大日方隆, 金融危機と会計規制—公正価値測定の誤謬. 2012, 日本東京: 中央経済社.
- 若林公美, 音川和久, 公正価値と景気循環増幅効果, 産業経理, 2010, 70 (2) : pp.70-83.
- 譚洪涛, 黄晓芝, 汪洁, 公允价值盈余波动的风险相关性实证研究. 投资研究, 2013 (11) : pp.60-77.
- 许新霞, 何开刚, 黄丽, 公允价值的收益波动性与市场反应—来自中国上市商业银行的证据. 经济评论, 2010 (3) : pp.100-107.
- 中国财政部, 企业会计准则第39号—公允价值计量, 2013.
- 中国财政部, 企业会计准则第22号—金融工具确认和计量, 2006.
- 中国财政部, 企业会计准则解释第3号, 2009.
- 中国银行业监督管理委员会, 商业银行资本充足率管理办法, 2006.
- 中国银行业监督管理委员会, 商业银行贷款损失准备管理办法, 2011.
- 中国银行业监督管理委员会, 商业银行流动性风险管理指引, 2009.
- 中国银行业监督管理委员会, 商业银行流动性风险管理办法, 2014.
- 中国银行业监督管理委员会, 2014年监管统计数据, 2015.
- Hodder, L.D., P.E. Hopkins and J.M. Wahlen, Risk-Relevance of Fair-Value Income Measures for Commercial Banks. *Accounting Review*, 2006. 81 (2) : pp. 337-375.
- Khan, S. and M.E. Bradbury, Volatility and risk relevance of comprehensive income. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2014. 10 (1) : pp. 76-85.
- Ahmed, A.S. and C. Takeda, Stock market valuation of gains and losses on commercial banks' investment securities: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 1995. 20 (2) : pp. 207-225.
- Barth, M.E., Fair Value Accounting: Evidence from Investment Securities and the Market Valuation of Banks. *The Accounting Review*, 1994. 69 (1) : pp. 1-25.
- Eccher, E.A., K. Ramesh and S.R. Thiagarajan, Fair value disclosures by bank holding companies. *Journal of Accounting and Economics*, 1996. 22 (1-3) : pp. 79-117.
- Khurana, I.K. and M. Kim, Relative value relevance of historical cost vs. fair value: Evidence from bank holding companies. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2003. 22 (1) : pp. 19-42.
- Venkatachalam, M., Value-relevance of banks' derivatives disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 1996. 22 (1-3) : pp. 327-355.
- Barth, M.E., W.H. Beaver and W.R. Landsman, Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS No 107. *Accounting Review*, 1996. 71 (4) : pp. 513-537.
- Du, H., S.F. Li and R.Z. Xu, Adjustment of valuation inputs and its effect on value relevance of fair value measurement. *Research in Accounting Regulation*, 2014. 26 (1) : pp. 54-66.
- Koonce, L., K.K. Nelson and C.M. Shakespeare, Judging the Relevance of Fair Value for Financial Instruments. *Accounting Review*, 2011. 86 (6) : pp. 2075-2098.
- Song, C.J., W.B. Thomas and H. Yi, Value Relevance of FAS No. 157 Fair Value Hierarchy Information and the Impact of Corporate Governance Mechanisms. *Accounting Review*, 2010. 85 (4) : pp. 1375-1410.
- Nelson, K.K., Fair Value Accounting for Commercial Banks: An Empirical Analysis of SFAS No.107. *The Accounting Review*, 1996. 71 (2) : pp. 161-182.
- Ahmed, A.S., E. Kilic and G.J. Lobo, Effects of SFAS 133 on the Risk Relevance of Accounting Measures of Banks's Derivative Exposures. *The Accounting Review*, 2011. 86 (3) : pp. 769-804.

<付 記>本稿は、日本会計研究学会第73回大会における自由論題報告をもとに加筆・修正したものである。司会の音川和久先生より、大変有益な助言を頂いたことに感謝致します。もちろん、文責は筆者にあります。

〔とう い 上海大學准教授〕

〔2015年5月11日受理〕