

การเปรียบเทียบมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงินของธนาคารพาณิชย์ไทย
ระหว่างกลุ่มที่มีความสำคัญเชิงระบบ (D-SIBs) และกลุ่มทั่วไป (Non-D-SIBs)

A COMPARISON OF FINANCIAL-BASED BRAND EQUITY BETWEEN D-SIB
AND NON-D-SIB THAI COMMERCIAL BANKS

วิภาวดี ทุปียะ
Wipawadee Tupiya

อาจารย์ประจำหลักสูตรบริหารธุรกิจบัณฑิต สาขาวิชาการบริหารธุรกิจ
มหาวิทยาลัยราชภัฏวไลยอลงกรณ์ ในพระบรมราชูปถัมภ์
Lecturer in Bachelor Degree of Business Administration, Program in Business Administration
Valaya Alongkorn Rajabhat University under the Royal Patronage
E-mail: wipawadee.tu@vru.ac.th

Received April 24,2026
Revised August 18,2026
Accepted August 21,2026

บทคัดย่อ

การวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อประเมินและเปรียบเทียบมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (Financial-Based Brand Equity: FBBE) ของธนาคารพาณิชย์ไทยที่จดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทย กลุ่มตัวอย่างคือธนาคาร 10 แห่ง แบ่งเป็นกลุ่ม D-SIBs 6 แห่ง และกลุ่ม Non-D-SIBs 4 แห่ง ในช่วงปี พ.ศ. 2563-2567 รวม 50 รายการสังเกตการณ์ โดยประยุกต์ใช้วิธีการวัด FBBE ของ Hasan et al. (2015) ที่บูรณาการผลกำไรสุทธิทางการตลาด (NMC) อัตราผลตอบแทนการลงทุนทางการตลาด (MROI) และความแข็งแกร่งสัมพัทธ์ของตราสินค้า (RBS) และทดสอบสมมติฐานด้วยการวิเคราะห์การถดถอยข้อมูลพหุคูณ แบบจำลองผลกระทบสุ่ม (Random Effects Model) ซึ่งคัดเลือกผ่านการทดสอบเฮาส์แมน

ผลการวิจัยพบว่ากลุ่ม D-SIBs มี FBBE สูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs อย่างมีนัยสำคัญในทุกปี โดยมีอัตราส่วนเฉลี่ย 3.100 เท่า และมีแนวโน้มขยายกว้างขึ้นตลอดช่วงเวลา สถานะ D-SIBs มีผลเชิงบวกต่อ FBBE ($\beta = 3.005, p < 0.050$) แม้ควบคุมตัวแปรด้านขนาด ความสามารถในการทำกำไร ความเพียงพอของเงินกองทุน คุณภาพสินทรัพย์ และปัจจัยมหภาคแล้ว นโยบายอัตราดอกเบี้ยเป็นปัจจัยที่ส่งผลกระทบต่อ FBBE สูงสุด ($\beta = -56.891, p < 0.010$) ในขณะที่ผลตอบแทนจากสินทรัพย์ (ROA) มีความสัมพันธ์เชิงบวกกับมูลค่าตราสินค้า ผลการวิจัยสนับสนุนทฤษฎีการส่งสัญญาณ (Signaling Theory) และผลทวีคูณ (Multiplier Effect) และเป็นหลักฐานเชิงประจักษ์ชุดแรกที่บูรณาการมิติการกำกับดูแล D-SIBs เข้ากับการประเมิน FBBE ในตลาดเกิดใหม่ของเอเชียตะวันออกเฉียงใต้

คำสำคัญ

มูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน ธนาคารที่มีความสำคัญเชิงระบบ ธนาคารพาณิชย์ไทย
ทฤษฎีการส่งสัญญาณ

ABSTRACT

This study aimed to assess and compare the Financial-Based Brand Equity (FBBE) of Thai commercial banks listed on the Stock Exchange of Thailand. The sample comprised 10 banks - 6 Domestic Systemically Important Banks (D-SIBs) and 4 Non-D-SIBs - spanning 2020-2024, yielding 50 observations. The FBBE measurement framework developed by Hasan et al. (2015) was applied, integrating Net Marketing Contribution (NMC), Marketing Return on Investment (MROI), and Relative Brand Strength (RBS). Hypotheses were tested using panel data regression with a random effects model, selected through the Hausman Test.

Finding revealed that D-SIBs had significantly higher FBBE than Non-D-SIBs in every year, averaging 3.100 times higher with a widening gap over time. D-SIB status had a significant positive effect on FBBE ($\beta = 3.005, p < 0.050$) after controlling for size, profitability, capital adequacy, asset quality, and macroeconomic factors. Policy interest rate was the strongest negative determinant ($\beta = -56.891, p < 0.010$), while ROA showed a positive association with FBBE. The results support Signaling Theory and the Multiplier Effect, constituting the first empirical evidence integrating D-SIB classification with FBBE assessment in a Southeast Asian emerging market.

Keywords

Financial-Based Brand Equity, Domestic Systemically Important Banks, Thai Commercial Banks, Signaling Theory

ความสำคัญของปัญหา

อุตสาหกรรมธนาคารพาณิชย์ไทยมีโครงสร้างตลาดแบบกึ่งผูกขาดที่มีการกระจุกตัวสูง โดยสินทรัพย์ของธนาคาร 5 อันดับแรกเฉลี่ยสูงถึงร้อยละ 76.550 ของสินทรัพย์รวมทั้งระบบ (Paukmongkol, 2025a) และดัชนีเลอเนอร์ (Lerner Index) เฉลี่ยที่ 0.400 บ่งชี้อำนาจตลาดที่มีนัยสำคัญของธนาคารขนาดใหญ่ (Prayoonrattana et al., 2020) บริบทดังกล่าวทำให้ตราสินค้าเป็นปัจจัยเชิงกลยุทธ์สำคัญในการสร้างความแตกต่าง โดยเฉพาะในตลาดที่ผลิตภัณฑ์ทางการเงินคล้ายคลึงกัน (Jalali Nazari et al., 2023)

ในช่วงหกปีที่ผ่านมา อุตสาหกรรมธนาคารไทยเผชิญการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างสำคัญ สองประการพร้อมกัน ประการแรกคือการควบรวมธนาคารทหารไทย (TMB) และธนาคารธนชาตในปี พ.ศ. 2562 ซึ่งเป็นการควบรวมครั้งใหญ่ที่สุดในประวัติศาสตร์ธนาคารไทย มูลค่าสินทรัพย์รวมกว่า

1.500 ล้านล้านบาท ก่อตั้งเป็นธนาคารทหารไทยแห่งชาติ (TTB) ซึ่งจัดอยู่ในกลุ่ม D-SIBs ประการที่สองคือวิกฤตโรคระบาดโควิด-19 ตั้งแต่ปี พ.ศ. 2563 ที่กระทบคุณภาพสินทรัพย์และความสามารถในการทำกำไรของระบบธนาคารอย่างมีนัยสำคัญ การเปลี่ยนแปลงทั้งสองประการนี้เปิดประเด็นสำคัญเกี่ยวกับผลกระทบต่อมูลค่าตราสินค้าในบริบทร่วมสมัย

แนวทางการวัดมูลค่าตราสินค้ามีสองกระแสหลัก ได้แก่ มูลค่าตราสินค้าจากมุมมองผู้บริโภค (CBBE) และมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (FBBE) แม้แนวทางแรกได้รับความนิยมในหมู่นักการตลาด แต่ Davcik et al. (2015) ชี้ว่าการวัดเชิงคุณภาพยากต่อการแปลงเป็นมูลค่าทางการเงินที่เปรียบเทียบระหว่างองค์กรได้ ในทางตรงข้าม FBBE ให้ผลลัพธ์เป็นตัวเลขเชิงปริมาณที่น่าเชื่อถือและเชื่อมโยงกับผลประโยชน์ของผู้ถือหุ้นโดยตรง (Laghi et al., 2022) แม้มีการศึกษา FBBE ของธนาคารในหลายประเทศ ได้แก่ อินเดีย (Arora & Chaudhary, 2016) บังกลาเทศ (Hasan et al., 2015) อินโดนีเซีย (Vallian, 2015) และตุรกี (Karaömer & Oypan, 2020) แต่ยังไม่มีการศึกษาเชิงประจักษ์เป็นระบบในบริบทธนาคารพาณิชย์ไทย ซึ่งมีลักษณะเฉพาะทั้งด้านโครงสร้างตลาดและกรอบการกำกับดูแล โดยเฉพาะบทบาทของสถานะ D-SIBs ซึ่งธนาคารแห่งประเทศไทย (Bank of Thailand, 2017) ประกาศรายชื่อธนาคาร 6 แห่ง โดยพิจารณาจาก 4 ปัจจัย ได้แก่ ขนาด ความเชื่อมโยง ความสามารถในการทดแทนกัน และความซับซ้อน (Sritoop et al., 2024)

กรอบดังกล่าวสร้างภาระการดำรงเงินกองทุนส่วนเพิ่มและมาตรฐานการกำกับดูแลที่เข้มงวด ซึ่งอาจตีความในเชิงทฤษฎีว่าเป็นสัญญาณจากการกำกับดูแล (Regulatory Signal) ที่ช่วยเสริมสร้างความเชื่อมั่นของผู้มีส่วนได้ส่วนเสียและอธิบายความแตกต่างของมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงินของธนาคารได้ อย่างไรก็ตาม ยังไม่มีหลักฐานเชิงประจักษ์ที่บูรณาการสถานะ D-SIBs เข้ากับกรอบแนวคิด FBBE งานวิจัยนี้จึงบูรณาการแนวคิดด้านการกำกับดูแลสถาบันการเงินเข้ากับกรอบ FBBE เพื่อขยายองค์ความรู้เกี่ยวกับบทบาทของสถานะ D-SIBs ต่อมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงินของธนาคารพาณิชย์ไทย

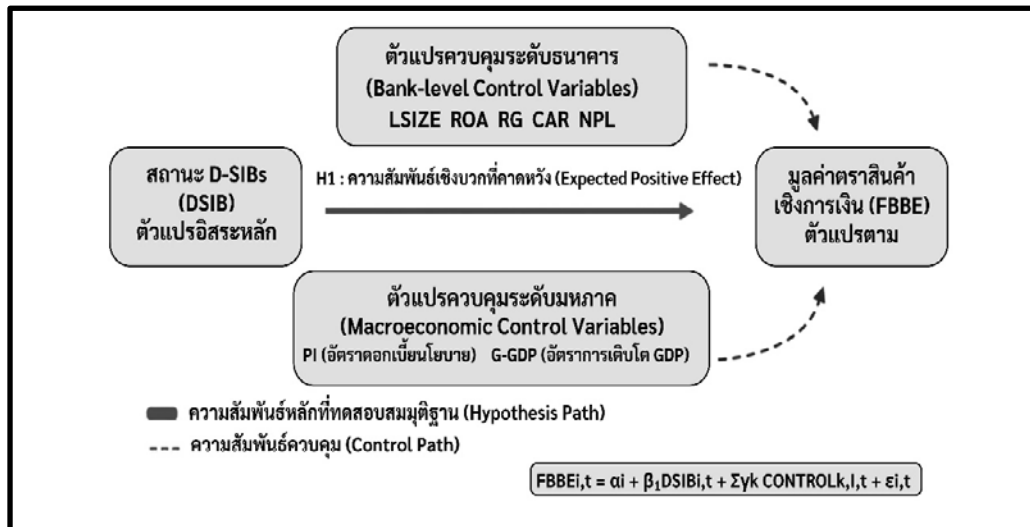
วัตถุประสงค์การวิจัย

1. เพื่อประเมิน FBBE ของธนาคารพาณิชย์ไทยที่จดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์ โดยใช้แนวทางของ Hasan et al. (2015) ในช่วงปี พ.ศ. 2563-2567
2. เพื่อเปรียบเทียบ FBBE ระหว่างกลุ่ม D-SIBs และ Non-D-SIBs โดยมีคำถามวิจัยหลักว่าธนาคารกลุ่ม D-SIBs มี FBBE สูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติหรือไม่

กรอบแนวคิดในการวิจัย

กรอบแนวคิดการวิจัยนี้กำหนดให้สถานะ D-SIBs (DSIB) เป็นตัวแปรอิสระหลักที่ส่งผลต่อมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (FBBE) ซึ่งเป็นตัวแปรตาม โดยควบคุมอิทธิพลของตัวแปรระดับธนาคาร ได้แก่ ขนาดสินทรัพย์ (LSIZE) ความสามารถในการทำกำไร (ROA) การเติบโตของรายได้ (RG) อัตราส่วนเงินกองทุน (CAR) และอัตราหนี้เสีย (NPL) ตลอดจนตัวแปรระดับมหภาค ได้แก่ อัตราดอกเบี้ยนโยบาย (PI) และอัตราการเติบโตของ GDP (G-GDP) กรอบแนวคิดนี้สะท้อนสมมติฐานว่าความแตกต่างของ FBBE ระหว่างกลุ่ม D-SIBs และ Non-D-SIBs ยังคงมีนัยสำคัญ แม้ควบคุมปัจจัย

ด้านขนาด ความสามารถในการทำกำไร ความแข็งแกร่งด้านเงินกองทุน คุณภาพสินทรัพย์ และสภาพแวดล้อมทางเศรษฐกิจมหภาคแล้ว



ภาพที่ 1 กรอบแนวคิดการวิจัย

ที่มา: วิภาวดี ฑูปิยะ (2569)

นิยามศัพท์

มูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (FBBI) หมายถึง ผลคูณของรายได้ดอกเบี้ยสุทธิ (NII) ผลกำไรสุทธิทางการตลาด (NMC) ความแข็งแกร่งสัมพัทธ์ของตราสินค้า (RBS) และตัวคูณลดค่าปัจจุบัน (NPVDF) วัดเป็นหน่วยบาท ณ ราคาคงที่ปี 2567

สถานะ D-SIBs (DSIB) หมายถึง ตัวแปรหุ่น (Dummy Variable) ที่มีค่าเท่ากับ 1 หากธนาคารได้รับการประกาศเป็นธนาคารที่มีความสำคัญเชิงระบบในประเทศไทย และค่าเท่ากับ 0 หากเป็นธนาคารกลุ่มทั่วไป

ผลกำไรสุทธิทางการตลาด (NMC) หมายถึง สัดส่วนของรายได้ดอกเบี้ยสุทธิหลังหักค่าใช้จ่ายทางการตลาด (วัดจาก OOE) เทียบกับรายได้ดอกเบี้ยสุทธิ คำนวณตามขั้นตอนที่ 1

อัตราผลตอบแทนการลงทุนทางการตลาด (MROI) หมายถึง อัตราส่วนของ NMC ต่อสัดส่วนค่าใช้จ่ายทางการตลาดต่อรายได้ดอกเบี้ยสุทธิ คำนวณตามขั้นตอนที่ 2

ความแข็งแกร่งสัมพัทธ์ของตราสินค้า (RBS) หมายถึง สัดส่วนของ MROI ของธนาคารแต่ละแห่งเทียบกับผลรวม MROI ของธนาคารทั้งหมดในกลุ่มตัวอย่าง คำนวณตามขั้นตอนที่ 3

อัตราส่วนเงินกองทุน (CAR) หมายถึง สัดส่วนเงินกองทุนรวมต่อสินทรัพย์เสี่ยง ตามที่ระบุในตารางที่ 1

อัตราหนี้เสีย (NPL) หมายถึง สัดส่วนหนี้เสียต่อสินเชื่อรวม ตามที่ระบุในตารางที่ 1

การทบทวนวรรณกรรม

พัฒนาการแนวคิดและวิธีการวัดมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน

การศึกษามูลค่าตราสินค้า (Brand Equity) เริ่มจากกิจกรรมการรวบรวมกิจการในทศวรรษ 1980 กรอบแนวคิดของ Aaker (1992) นิยาม Brand Equity ใน 4 มิติ ได้แก่ การตระหนักรู้ การเชื่อมโยง การรับรู้คุณภาพ และความจงรักภักดี อย่างไรก็ตาม Davcik et al. (2015) ชี้ว่าการวัดเชิงคุณภาพยากต่อการแปลงเป็นมูลค่าทางการเงิน (Simon & Sullivan, 1993; Motameni & Shahrokhi, 1998) จึงวางรากฐานแนวทางเชิงการเงินที่นิยามส่วนทุนตราสินค้าเป็นกระแสเงินสดส่วนเพิ่มจากผลิตภัณฑ์ที่มีตราสินค้า Kerin and Sethuraman (1998) พบว่าความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าตราสินค้าและมูลค่าผู้ถือหุ้นเป็นเส้นโค้งเว้า สะท้อนผลตอบแทนที่ลดน้อยถอยลง ต่อมา Knowles (2003) ค้นพบผลทวีคูณ (Multiplier Effect) ว่าบริษัทที่มีทั้งตราสินค้าแข็งแกร่งและมูลค่าเพิ่มเชิงเศรษฐกิจ (EVA) สูงจะมีมูลค่าตลาดสูงกว่าบริษัทที่มีเพียงปัจจัยใดปัจจัยหนึ่งซึ่งมีนัยสำคัญต่อการเปรียบเทียบระหว่างกลุ่ม D-SIBs และ Non-D-SIBs

Hasan et al. (2015) พัฒนาแบบจำลองที่บูรณาการมิติการเงินและการตลาดสำหรับธนาคารโดยเฉพาะ ประกอบด้วยผลกำไรสุทธิทางการตลาด (NMC) ที่สะท้อนประสิทธิภาพการใช้จ่ายทางการตลาดเทียบกับรายได้ดอกเบี้ยสุทธิ อัตราผลตอบแทนการลงทุนทางการตลาด (MROI) และความแข็งแกร่งสัมพัทธ์ของตราสินค้า (RBS) ที่เปรียบเทียบความแข็งแกร่งของตราสินค้าระหว่างธนาคารอย่างเป็นระบบ จุดเด่นคือการใช้รายได้ดอกเบี้ยสุทธิซึ่งเป็นรายได้หลักของธนาคาร และตัวชี้วัดในรูปอัตราส่วนที่เปรียบเทียบธนาคารต่างขนาดได้อย่างเป็นธรรม Laghi et al. (2022) ยืนยันความเหมาะสมของแนวทางนี้ พบว่า ROA และ ROE สัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับมูลค่าตราสินค้า ขณะที่ Vallian (2015) พบว่ามูลค่าตราสินคาร่วมกับตัวชี้วัดทางการเงินอื่นสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญกับราคาหุ้น สอดคล้องกับผลทวิคูณดังกล่าว

ปัจจัยที่ส่งผลต่อมูลค่าตราสินค้าธนาคาร

Janoskova & Kliestikova (2018) ทดสอบความสัมพันธ์ระหว่างมูลค่าตราสินค้ากับตัวบ่งชี้ทางการเงิน 20 ชนิด พบว่ารายได้มีความสัมพันธ์เชิงบวกแข็งแกร่งที่สุด สะท้อนว่าตราสินค้าที่มีมูลค่าสูงสร้างรายได้มั่นคงและเติบโตต่อเนื่อง Arora & Chaudhary (2016) ศึกษาธนาคารในอินเดีย พบว่าในระยะสั้นการลงทุนในตราสินค้าอาจส่งผลลบต่อ ROA แต่ระยะยาวส่งผลบวกต่อราคาหุ้นและ EPS ผ่านการสร้างชื่อเสียงและดึงดูดนักลงทุน มีนัยสำคัญต่อความเข้าใจความแตกต่างระหว่างกลุ่ม D-SIBs และ Non-D-SIBs เนื่องจาก D-SIBs มีความได้เปรียบด้านต้นทุนทางการเงินชัดเจน (Paukmongkol, 2025b)

Saatchi et al. (2024) ระบุว่าความแข็งแกร่งทางการเงินโดดเด่นที่สุดในการยืนยันมูลค่าและสถานะแบรนด์ธนาคาร สอดคล้องกับข้อกำหนดเงินกองทุนที่เข้มงวดกว่าของกลุ่ม D-SIBs Triadi et al. (2024) พบว่าการจัดการข้อร้องเรียนมีอิทธิพลต่อความน่าเชื่อถือของแบรนด์ธนาคารสูงสุด สอดคล้องกับ Kyaw (2025) ที่พบว่าคุณภาพบริการ คุณค่าที่รับรู้ ภาพลักษณ์แบรนด์ และความพึงพอใจของลูกค้าร่วมกันสร้างส่วนทุนตราสินค้า ในยุคดิจิทัล Kantika et al. (2022) และ Eren (2021) พบว่าภาพลักษณ์แบรนด์และชื่อเสียงองค์กรมีอิทธิพลต่อการยอมรับบริการดิจิทัล ซึ่ง D-SIBs ที่มีศักยภาพลงทุนเทคโนโลยีสูงกว่าอาจได้เปรียบ นอกจากนี้ Gelard (2024) พบว่าปัจจัย

ด้านพฤติกรรมมีอิทธิพลมากที่สุด สะท้อนว่าคุณภาพพนักงานและวัฒนธรรมองค์กรเป็นแหล่งกำเนิดสำคัญของมูลค่าตราสินค้า

บริบทธนาคารไทยและกรอบการกำกับดูแล D-SIBs

โครงสร้างตลาดกึ่งผูกขาดของระบบธนาคารไทย ($CR5 = 76.550\%$; Lerner Index = 0.400) ก่อให้เกิดความแตกต่างเชิงกลยุทธ์ระหว่างสองกลุ่ม กลุ่ม D-SIBs ใช้กลยุทธ์ Universal Banking อาศัยฐานทุนและเครือข่ายสาขาทั่วประเทศ มี ROA เฉลี่ยร้อยละ 1.290 (Paukmongkol, 2025b) ขณะที่กลุ่ม Non-D-SIBs ใช้กลยุทธ์ Niche Banking เจาะตลาดเฉพาะและอาศัยประสิทธิภาพบริหารหนี้เสียเป็นปัจจัยแข่งขันหลัก (วิกิรานต์ เผือกมกมล, 2566)

กรอบการกำกับดูแล D-SIBs ของธนาคารแห่งประเทศไทยที่กำหนดให้ธนาคาร 6 แห่งดำรงเงินกองทุนชั้นที่ 1 (CET1) ส่วนเพิ่มร้อยละ 1 ทำหน้าที่เป็นสัญญาณที่น่าเชื่อถือตาม Signaling Theory กฎเกณฑ์เข้มงวดนี้ส่งสัญญาณความมั่นคงที่นักลงทุนและลูกค้าสังเกตได้ สะท้อนสถานะ Too Big to Fail ซึ่งควรส่งผลให้ D-SIBs มีมูลค่าตราสินค้าสูงกว่า Non-D-SIBs (Sritoop et al., 2024) การควบรวมกิจการจัดตั้ง TTB ในปี พ.ศ. 2562 และการบูรณาการสองตราสินค้าที่มีฐานลูกค้าต่างกัน จึงเป็นกรณีศึกษาสำคัญในช่วงปี พ.ศ. 2563-2567 สามารถสังเกตพลวัตของมูลค่าตราสินค้าได้ชัดเจน

งานวิจัยนี้เสริมกรอบทฤษฎีการส่งสัญญาณด้วยทฤษฎีฐานทรัพยากร (RBV) ตามแนวคิดของ Barney (1991) ซึ่งเสนอว่าทรัพยากรที่มีคุณค่า หายาก เลียนแบบยาก และไม่สามารถทดแทนได้ (VRIN) เป็นแหล่งความได้เปรียบทางการแข่งขันที่ยั่งยืน ฐานทุน เครือข่ายสาขา และเทคโนโลยีของกลุ่ม D-SIBs จึงเป็นทรัพยากรเชิงกลยุทธ์ที่ยากต่อการเลียนแบบ ขณะที่ Institutional Theory ตามแนวคิดของ DiMaggio & Powell (1983) อธิบายว่าสถานะ D-SIBs เป็นกลไกเชิงสถาบันที่สร้างความชอบธรรม (Legitimacy) กล่าวโดยสรุป RBV อธิบายเหตุใด D-SIBs จึงมีศักยภาพสร้างมูลค่าตราสินค้าสูงกว่า Institutional Theory อธิบายความน่าเชื่อถือของสัญญาณ และ Signaling Theory อธิบายกลไกการส่งผ่านสัญญาณสู่กลุ่มทุน ทั้งสามทฤษฎีจึงเสริมกันอย่างเป็นระบบ

วิธีการดำเนินวิจัย

จากการทบทวนวรรณกรรมพบช่องว่างการวิจัยสำคัญสองประการ ได้แก่ 1) การขาดการศึกษา FBBE เชิงประจักษ์ในบริบทธนาคารพาณิชย์ไทยที่มีลักษณะเฉพาะทั้งด้านโครงสร้างตลาดและกรอบการกำกับดูแล และ 2) การขาดการบูรณาการมิติการกำกับดูแลกลุ่ม D-SIBs เข้ากับการประเมิน FBBE เพื่อทดสอบว่าสถานะความสำคัญเชิงระบบสะท้อนออกมาเป็นมูลค่าตราสินค้าที่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญหรือไม่

จากการสังเคราะห์วรรณกรรม ธนาคารกลุ่ม D-SIBs มีปัจจัยโครงสร้างที่เอื้อต่อมูลค่าตราสินค้าที่สูงกว่าใน 3 มิติ ได้แก่ 1) ความแข็งแกร่งทางการเงิน ตามที่ Laghi et al. (2022) และ Saatchi et al. (2024) ยืนยันว่า ROA และความแข็งแกร่งทางการเงินสัมพันธ์เชิงบวกกับมูลค่าตราสินค้า 2) สัญญาณการกำกับดูแล ซึ่งข้อกำหนด CET1 ส่วนเพิ่มเป็นสัญญาณที่มีต้นทุน (Costly Signal) ที่สร้างความเชื่อมั่น (Sritoop et al., 2024) และ 3) ความได้เปรียบด้านขนาดและทรัพยากรที่ช่วย

ลงทุนด้านการตลาดและสร้างแบรนด์ได้มากกว่า (Janoskova & Kliestikova, 2018) ประกอบกับผล
ทวิคูณของ Knowles (2003) ที่ชี้ว่าความแข็งแกร่งทางการเงินและตราสินค้าเสริมพลังซึ่งกันและกัน
สมมติฐานการวิจัย

H_0 : ธนาคารกลุ่ม D-SIBs และกลุ่ม Non-D-SIBs มีมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (FBBE)
ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($\mu_{D-SIBs} = \mu_{Non-D-SIBs}$)

H_1 : ธนาคารกลุ่ม D-SIBs มีมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (FBBE) สูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs
อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ($\mu_{D-SIBs} > \mu_{Non-D-SIBs}$)

ประชากรและกลุ่มตัวอย่าง

ประชากรคือธนาคารพาณิชย์ไทยที่จดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์แห่งประเทศไทยในช่วงปี
พ.ศ. 2563-2567 โดยใช้วิธีเลือกกลุ่มตัวอย่างแบบเจาะจงตามเกณฑ์ 1) จดทะเบียนในตลาดหลักทรัพย์
ตลอดช่วงเวลา 2) มีงบการเงินรายปีที่ผ่านการตรวจสอบครบถ้วน และ 3) ดำเนินธุรกิจธนาคาร
พาณิชย์ตามกฎหมาย กลุ่มตัวอย่างแบ่งเป็นกลุ่ม D-SIBs 6 แห่ง ได้แก่ ธนาคารกรุงเทพ (BBL)
ธนาคารกรุงไทย (KTB) ธนาคารกรุงศรีอยุธยา (BAY) ธนาคารกสิกรไทย (KBANK) ธนาคารไทยพาณิชย์
(SCB) ธนาคารทหารไทยธนชาติ (TTB) และกลุ่ม Non-D-SIBs 4 แห่ง ได้แก่ ธนาคารทีเอสโก้ (TISCO)
ธนาคารเกียรตินาคินภัทร (KKP) ธนาคารซีไอเอ็มบีไทย (CIMBT) และธนาคารแลนด์ แอนด์ เฮาส์ (LH)
รวม 10 ธนาคาร 50 รายการสังเกตการณ์

การวัดมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงิน (FBBE)

ด้วยวิธีการของ Hasan et al. (2015) ใน 5 ขั้นตอน ดังนี้

ขั้นตอนที่ 1 คำนวณผลกำไรสุทธิทางการตลาด (NMC) = [รายได้ดอกเบี้ยสุทธิ (NII) –
ค่าใช้จ่ายทางการตลาด (ME)] / NII × 100

ขั้นตอนที่ 2 คำนวณอัตราผลตอบแทนการลงทุนทางการตลาด (MROI) = NMC / ME

ขั้นตอนที่ 3 คำนวณความแข็งแกร่งสัมพัทธ์ของตราสินค้า (RBS) = $MROI_i / \sum MROI_j$ โดย i คือ
ธนาคารที่ศึกษา และ j คือธนาคารทั้งหมดในระบบ

ขั้นตอนที่ 4 คำนวณตัวคูณลดค่าปัจจุบัน (NPVDF) = $1 / RF$ โดย RF คืออัตราผลตอบแทนตัว
เงินคลัง 91 วัน

ขั้นตอนที่ 5 คำนวณ FBBE = NII × NMC × RBS × NPVDF (หน่วย: บาท ณ ราคาคงที่ปี 2567
ปรับด้วย CPI)

ตัวแปรและแบบจำลองทางสถิติ

ข้อมูลทุติยภูมิรวบรวมจากรายงานประจำปีและแบบ 56-1 One Report ของธนาคารในตลาด
หลักทรัพย์แห่งประเทศไทย (SETSMART) ธนาคารแห่งประเทศไทย (BOT) สำนักงานสภาพัฒนาการ
เศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ (สศช.) และกระทรวงพาณิชย์ ดังแสดงในตารางที่ 1

ในการวัดค่าใช้จ่ายทางการตลาด (ME) งานวิจัยนี้ใช้ค่าใช้จ่ายในการดำเนินงานอื่น (OOE)
เป็นตัวแทนการวัด (Proxy) ตามแนวทางของ Hasan et al. (2015) เนื่องจากธนาคารพาณิชย์ไทยไม่
เปิดเผย รายการค่าใช้จ่ายทางการตลาดแยกต่างหากในงบการเงิน OOE ครอบคลุมค่าใช้จ่ายที่
เกี่ยวข้องกับการดำเนินธุรกิจและการสร้างแบรนด์ในวงกว้าง เช่น ค่าใช้จ่ายด้านเทคโนโลยีสารสนเทศ

ค่าปฏิบัติตามกฎระเบียบ ค่าเสื่อมราคา และค่าบริหารทั่วไป จึงเป็นตัวแทนที่เหมาะสมที่สุดที่มีอยู่ในข้อมูลสาธารณะ ทั้งนี้การใช้ Proxy ดังกล่าวอาจทำให้ค่า ME สูงเกินจริงสำหรับธนาคารที่มีค่าใช้จ่ายด้านเทคโนโลยีและการปฏิบัติตามกฎระเบียบสูง ผู้วิจัยได้ระบุประเด็นดังกล่าวเป็นข้อจำกัดของการวิจัยไว้แล้ว การศึกษานี้เลือกใช้ตัวชี้วัด FBBE ตามแนวทางของ Hasan et al. (2015) เนื่องจากใช้ข้อมูลทางการเงินที่ตรวจสอบได้และเหมาะสมสำหรับการเปรียบเทียบระหว่างธนาคารพาณิชย์ไทย ดังรายละเอียดในตารางที่ 1

ตารางที่ 1 ตัวแปร การวัดค่า และแหล่งข้อมูล

ตัวแปร	สัญลักษณ์	การวัดค่า	แหล่งข้อมูล
มูลค่าตราสินค้า	FBBE	$NII \times NMC \times RBS \times NPVDF$	รายงานประจำปี/56-1
สถานะ D-SIBs	DSIB	1 = D-SIBs, 0 = Non-D-SIBs	ประกาศ ธปท.
ขนาดสินทรัพย์	LSIZE	Log(สินทรัพย์รวม)	รายงานประจำปี/56-1
ความสามารถทำกำไร	ROA	(กำไรสุทธิ/สินทรัพย์รวม) $\times 100$	รายงานประจำปี/56-1
การเติบโตของรายได้	RG	$[(NII_t - NII_{t-1}) / NII_{t-1}] \times 100$	รายงานประจำปี/56-1
อัตราส่วนเงินกองทุน	CAR	(เงินกองทุนรวม/สินทรัพย์เสี่ยง) $\times 100$	รายงานประจำปี/56-1
อัตราหนี้เสีย	NPL	(หนี้เสีย/สินเชื่อรวม) $\times 100$	รายงานประจำปี/56-1
อัตราดอกเบี้ยนโยบาย	PI	อัตราดอกเบี้ยนโยบาย ธปท. สิ้นปี	ธนาคารแห่งประเทศไทย
อัตราเติบโต GDP	G-GDP	$[(GDP_t - GDP_{t-1}) / GDP_{t-1}] \times 100$	ธนาคารแห่งประเทศไทย

แบบจำลองการวิเคราะห์การถดถอยข้อมูลพาดแนล (Panel Data Regression)

มีรูปแบบดังนี้

$$FBBE_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 DSIB_{i,t} + \sum \gamma_k CONTROL_{k,i,t} + \epsilon_{i,t}$$

โดย $FBBE_{i,t}$ คือมูลค่าตราสินค้าเชิงการเงินของธนาคาร i ในปี t , α_i คือค่าคงที่เฉพาะธนาคาร, $DSIB_{i,t}$ คือตัวแปรหุ่นสถานะ D-SIBs, $CONTROL_{k,i,t}$ คือตัวแปรควบคุม และ $\epsilon_{i,t}$ คือความคลาดเคลื่อน การเลือกระหว่างแบบจำลองผลกระทบคงที่ (Fixed Effects) และแบบจำลองผลกระทบสุ่ม (Random Effects) ใช้การทดสอบเฮาส์แมน (Hausman, 1978) โดยหาก $p\text{-value} < 0.050$ ใช้ Fixed Effects มิฉะนั้นใช้ Random Effects ก่อนดำเนินการวิเคราะห์ทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยการทดสอบรากหน่วยฮาดรี (Hadri, 2000) และตรวจสอบ Multicollinearity โดยกำหนดค่าสหสัมพันธ์เพียร์สันระหว่าง ตัวแปรคู่ใดต้องไม่เกิน 0.800 (Gujarati & Porter, 2009)

ผลการวิจัย

1. ผลการคำนวณมูลค่าตราสินค้าทางการเงิน

รายได้ดอกเบี้ยสุทธิ (NII) และค่าใช้จ่ายทางการตลาด (ME)

ตารางที่ 2 และ 3 แสดง NII และ ME ของธนาคารทั้ง 10 แห่ง ณ ราคาคงที่ปี 2567 ภาพรวมพบว่า NII ของธนาคารส่วนใหญ่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นต่อเนื่อง สอดคล้องกับการฟื้นตัวหลังโรคระบาดโควิด-19 และวัฏจักรดอกเบี้ยขาขึ้นในช่วงปี พ.ศ. 2565-2566 โดย KBANK มี NII เฉลี่ยสูงสุดที่ 131,846 ล้านบาทต่อปี ส่วน LH มีต่ำสุดที่ 6,170 ล้านบาท สะท้อนความแตกต่างเชิงโครงสร้างระหว่างสองกลุ่มอย่างชัดเจน ด้าน ME ใช้ OOE เป็น Proxy ตามแนวทาง Hasan et al. (2015) กลุ่ม D-SIBs มีค่าใช้จ่ายทางการตลาดสูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs อย่างชัดเจน โดย KBANK มีค่าใช้จ่าย

เฉลี่ยสูงสุด สอดคล้องกับกลยุทธ์ Universal Banking ที่เน้นลงทุนด้านดิจิทัลแบงก์กิ้งเข้มข้น ในขณะที่กลุ่ม Non-D-SIBs มีค่าใช้จ่ายต่ำ สะท้อนกลยุทธ์ Niche Banking ที่เน้นประสิทธิภาพเฉพาะกลุ่มมากกว่าการสร้างแบรนด์ในวงกว้าง

ตารางที่ 2 รายได้ดอกเบี้ยสุทธิ (NII) จำแนกรายธนาคาร ปี พ.ศ. 2563-2567 (หน่วย: ล้านบาท)

ธนาคาร	2563	2564	2565	2566	2567	ค่าเฉลี่ย
BBL	77,046	82,156	102,223	130,860	136,245	105,706
KTb	88,343	83,372	90,405	113,419	119,115	98,931
BAY	81,304	77,980	83,778	99,390	107,894	90,069
KBANK	109,022	119,390	132,998	148,444	149,376	131,846
SCB	96,900	95,200	106,500	103,900	104,600	101,420
TTB	42,000	46,000	57,500	57,200	56,500	51,840
TISCO	11,879	11,153	11,404	12,396	12,341	11,835
KKP	14,679	15,701	19,081	22,294	19,848	18,321
CIMBT	10,939	9,951	9,605	9,768	9,473	9,947
LH	4,952	5,565	6,284	7,105	6,944	6,170

หมายเหตุ: ค่าทุกรายการปรับด้วยดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) โดยใช้ปี พ.ศ. 2567 เป็นปีฐาน

ตารางที่ 3 ค่าใช้จ่ายทางการตลาด (ME) จำแนกรายธนาคาร ปี พ.ศ. 2563-2567 (หน่วย: ล้านบาท)

ธนาคาร	2563	2564	2565	2566	2567	ค่าเฉลี่ย
BBL	17,733	14,285	14,951	25,036	25,713	19,544
KTb	10,469	10,080	13,619	16,106	19,429	13,941
BAY	13,019	12,761	13,918	17,733	19,468	15,380
KBANK	20,440	19,629	22,621	26,399	25,938	23,005
SCB	16,273	18,969	19,613	15,214	14,307	16,875
TTB	7,051	7,470	7,512	7,837	7,649	7,504
TISCO	876	693	581	717	707	715
KKP	1,579	1,755	2,810	2,554	2,480	2,236
CIMBT	1,891	1,338	2,241	2,986	3,252	2,342
LH	124	165	166	288	297	208

หมายเหตุ: ME วัดจากค่าใช้จ่ายในการดำเนินงานอื่น (OOE) ตามแนวทาง Hasan et al. (2015)

มูลค่าตราสินค้าเชิงการเงินรายธนาคารและจำแนกตามกลุ่ม

จากตารางที่ 4 พบสองแนวโน้มสำคัญ ประการแรก KTb มี FBBE เฉลี่ยสูงสุดตลอดช่วงการศึกษา สะท้อนประสิทธิภาพทางการตลาดที่โดดเด่นแม้ขนาดสินทรัพย์น้อยกว่า BBL ประการที่สอง FBBE ของธนาคารเกือบทุกแห่งลดลงในช่วงปี พ.ศ. 2563-2567 สอดคล้องกับแรงกดดันจากวิกฤตโรคระบาดโควิด-19 และการปรับขึ้นอัตราดอกเบี้ยนโยบายก่อนฟื้นตัวในปี พ.ศ. 2567 ข้อยกเว้นที่น่าสังเกตคือ CIMBT ที่มีแนวโน้ม FBBE ลดลงต่อเนื่องตลอดช่วงเวลา

ตารางที่ 4 มูลค่าตราสินค้า (FBBE) จำแนกรายธนาคาร ปี พ.ศ. 2563-2567 (หน่วย: บาท)

ธนาคาร	2563	2564	2565	2566	2567	ค่าเฉลี่ย
BBL	58,099,911	71,777,134	49,072,738	26,233,280	29,560,365	46,948,685
KTB	169,643,672	118,617,966	41,704,176	34,482,855	31,820,307	79,253,795
BAY	104,889,231	74,192,742	33,778,550	22,052,296	24,987,632	51,980,090
KBANK	112,426,314	112,855,121	51,880,726	33,090,376	36,546,665	69,359,840
SCB	116,990,683	68,189,367	37,078,849	30,319,073	35,452,435	57,606,081
TTB	50,731,382	44,235,942	32,043,254	18,234,860	19,410,143	32,931,116
TISCO	40,473,990	35,142,123	19,421,370	11,156,844	11,910,368	23,620,939
KKP	31,828,660	24,667,212	9,075,757	8,947,930	7,567,186	16,417,349
CIMBT	12,678,607	12,341,008	2,331,022	903,389	740,383	5,798,882
LH	55,051,700	39,337,018	21,720,586	9,463,315	9,255,106	26,965,545

หมายเหตุ: FBBE = $NII \times NMC \times RBS \times NPVDF$ ปรับค่าด้วย CPI ปีฐาน พ.ศ. 2567

ตารางที่ 5 FBBE จำแนกตามกลุ่มธนาคาร ปี พ.ศ. 2563-2567 (หน่วย: บาท)

กลุ่ม	2563	2564	2565	2566	2567	ค่าเฉลี่ย
D-SIBs	102,130,199	81,644,712	40,926,382	27,402,123	29,629,591	56,346,601
Non-D-SIBs	35,008,240	27,871,840	13,137,183	7,617,870	7,368,261	18,200,679

จากตารางที่ 5 พบว่ากลุ่ม D-SIBs มีค่าเฉลี่ย FBBE ตลอดช่วงเวลาที่ 56,346,601 บาทต่อปี สูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs ที่ 18,200,679 บาท คิดเป็นอัตราส่วนประมาณ 3.100 เท่า แม้ FBBE ของทั้งสองกลุ่มมีแนวโน้มลดลงในช่วงปี พ.ศ. 2563-2566 ก่อนฟื้นตัวในปี พ.ศ. 2567 แต่ช่องว่างสัมพัทธ์กลับขยายจาก 2.920 เท่าในปี พ.ศ. 2563 เป็น 4.020 เท่าในปี พ.ศ. 2567 บ่งชี้ว่าความได้เปรียบด้านมูลค่าตราสินค้าของ D-SIBs มีลักษณะเชิงโครงสร้างที่ฝังตัวลึกขึ้นตามกาลเวลา

2. สถิติเชิงพรรณนาของตัวแปรในแบบจำลอง

ตารางที่ 6 ค่าเฉลี่ยตัวแปรในแบบจำลองจำแนกรายธนาคาร

ธนาคาร	FBBE (บาท)	SIZE (ล้านบาท)	ROA (%)	RG (%)	CAR (%)	NPL (%)
BBL	46,948,685	4,328,771	0.750	15.210	19.390	3.110
KTB	79,253,795	3,579,762	0.860	10.170	20.230	3.330
BAY	51,980,090	2,626,761	1.150	7.390	20.310	2.460
KBANK	69,359,840	4,123,482	0.960	7.860	19.210	3.450
SCB	57,606,081	3,311,360	1.320	3.050	18.000	3.460
TTB	32,931,116	1,774,150	0.710	10.410	19.460	2.610
TISCO	23,620,939	257,683	1.680	-7.630	22.840	2.030
KKP	16,417,349	470,185	1.340	11.230	16.570	3.500
CIMBT	5,798,882	465,633	0.940	6.360	21.600	3.460
LH	26,965,545	288,839	0.500	8.110	16.780	2.660

หมายเหตุ: FBBE แสดงหน่วยเป็นบาท SIZE แสดงหน่วยเป็นล้านบาท ROA, RG, CAR และ NPL แสดงเป็นร้อยละ

ตารางที่ 7 สถิติเชิงพรรณนาของตัวแปรทุกตัวในแบบจำลอง (n = 50)

ตัวแปร	ค่าเฉลี่ย	S.D.	Min	Max
FBBE (บาท)	37,793,518	31,245,211	740,383	169,643,672
LSIZE (ล้านบาท)	1,722,682	1,582,344	257,683	4,328,771
ROA (%)	1.020	0.350	0.500	1.680
RG (%)	7.220	8.540	-7.630	15.210
CAR (%)	19.440	1.920	16.570	22.840
NPL (%)	3.010	0.470	2.030	3.500
PI (%)	1.230	0.420	0.500	2.500
G-GDP (%)	2.480	3.110	-6.100	5.500

หมายเหตุ: PI และ G-GDP เป็นตัวแปรระดับมหภาค (ค่าเดียวกันทุกธนาคารในแต่ละปี) ค่า Min-Max สะท้อนช่วงเวลา 5 ปี (พ.ศ. 2563-2567)

จากตารางที่ 6 และ 7 เมื่อพิจารณาตัวแปรตาม พบว่า FBBE มีค่าเฉลี่ยโดยรวมอยู่ที่ 37,793,518 บาท มีค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานสูงถึง 31,245,211 บาท สะท้อนความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญระหว่างธนาคารในกลุ่มตัวอย่าง กลุ่ม D-SIBs มี FBBE เฉลี่ยสูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs อย่างชัดเจน โดย KTB มีค่าสูงสุดที่ 79,253,795 บาท รองลงมาคือ KBANK ที่ 69,359,840 บาท ในขณะที่ CIMBT มีค่าต่ำสุดในกลุ่ม Non-D-SIBs ที่ 5,798,882 บาท

ด้านตัวแปรอิสระ ROA มีค่าเฉลี่ยร้อยละ 1.020 โดย TISCO มีค่าสูงสุดที่ร้อยละ 1.680 และมี CAR สูงสุดที่ร้อยละ 22.840 อย่างไรก็ตาม TISCO กลับมี FBBE เฉลี่ยเพียง 23,620,939 บาท ซึ่งต่ำกว่าธนาคาร D-SIBs ทุกแห่ง บ่งชี้ว่าความสามารถในการทำกำไรและความแข็งแกร่งด้านเงินกองทุนโดยลำพังไม่เพียงพอต่อการสร้าง FBBE ที่แข่งขันกับกลุ่ม D-SIBs ได้ ด้าน NPL เฉลี่ยร้อยละ 3.010 โดย TISCO ต่ำสุดที่ร้อยละ 2.030 และ KKP สูงสุดที่ร้อยละ 3.500 ทั้งนี้ CAR ของทุกธนาคารอยู่เหนือเกณฑ์ขั้นต่ำของธนาคารแห่งประเทศไทย เฉลี่ยร้อยละ 19.440 สะท้อนความแข็งแกร่งด้านเงินกองทุนของภาคธนาคารพาณิชย์ไทยโดยรวม

สำหรับตัวแปรระดับมหภาค PI มีค่าเฉลี่ยร้อยละ 1.230 ช่วงการเปลี่ยนแปลงระหว่างร้อยละ 0.500-2.500 สะท้อนวัฏจักรนโยบายการเงินที่ผ่านทั้งช่วงผ่อนคลายเป็นช่วงวิกฤตโรคระบาดโควิด-19 และช่วงปรับขึ้นเพื่อควบคุมเงินเฟ้อในปี พ.ศ. 2565-2566 ในขณะที่ G-GDP เฉลี่ยร้อยละ 2.480 ต่ำสุดที่ร้อยละ -6.100 ในปีที่เกิดวิกฤตโรคระบาด ความแปรปรวนของตัวแปรมหภาคทั้งสองจึงเป็นบริบทสำคัญที่ต้องพิจารณาควบคู่กับผลการถดถอยถัดไป

3. ผลการทดสอบข้อสมมติฐานทางสถิติ

ก่อนดำเนินการวิเคราะห์การถดถอยด้วยข้อมูลพาเนล ผู้วิจัยทดสอบข้อสมมติฐานทางสถิติที่เป็นสามประการ ได้แก่ ความนิ่งของข้อมูล Multicollinearity และการคัดเลือกแบบจำลองที่เหมาะสม ผลการทดสอบปรากฏหน่วยฮาเดรี (Hadri, 2000) พบว่าตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองมีความนิ่งที่ระดับ (Level) อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.010 ทุกตัวแปร ยืนยันว่าข้อมูลไม่มีปัญหาการถดถอยเทียม (Spurious Regression) ตามเกณฑ์ของ Granger and Newbold (2001)

สำหรับ Multicollinearity ตารางที่ 8 แสดงเมทริกซ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระ พบว่าค่าสูงสุดอยู่ระหว่าง PI กับ G-GDP ที่ 0.579 ต่ำกว่าเกณฑ์วิกฤต 0.800 ตัวแปรคู่อื่นมีค่าต่ำกว่า 0.350 ทุกกรณี จึงสรุปได้ว่าแบบจำลองไม่มีปัญหาที่ส่งผลกระทบต่อความเสถียรของการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ อย่างไรก็ตาม เมื่อคำนวณ Variance Inflation Factor (VIF) พบว่าตัวแปรควบคุมทุกตัวมีค่า VIF ระหว่าง 1.100-1.940 ต่ำกว่าเกณฑ์วิกฤตมาก แต่เมื่อรวมตัวแปร DSIB และ LSIZE พบว่าทั้งสองมีค่า VIF สูงถึง 22.500 และ 24.500 ตามลำดับ เกินเกณฑ์มาตรฐาน 10 อย่างมีนัยสำคัญสอดคล้องกับสหสัมพันธ์ระหว่าง DSIB และ LSIZE ที่สูงถึง 0.960 เนื่องจากธนาคารกลุ่ม D-SIBs ทุกแห่งมีขนาดสินทรัพย์สูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs ทุกแห่งโดยไม่มีการซ้อนทับของช่วงขนาด ซึ่งเป็นผลจากเกณฑ์การจัดกลุ่ม D-SIBs ที่ใช้ขนาดสินทรัพย์เป็นหนึ่งในสี่ปัจจัยหลัก

การคัดเลือกแบบจำลอง ผลการทดสอบเฮาส์แมน (Hausman, 1978) ให้ค่า Chi-square = 2.627 (df = 7, $p = 0.913$) ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ บ่งชี้ว่าไม่มีหลักฐานเพียงพอที่จะปฏิเสธข้อสมมติฐานว่าผลกระทบเฉพาะรายหน่วย ไม่มีความสัมพันธ์กับตัวแปรอิสระ ผู้วิจัยจึงเลือกใช้แบบจำลองผลกระทบแบบสุ่ม (Random Effects Model)

ตารางที่ 8 การทดสอบความสัมพันธ์พหุร่วมเชิงเส้น (Multicollinearity)

	LSIZE	ROA	RG	CAR	NPL	PI	G-GDP
LSIZE	1.000						
ROA	-0.164	1.000					
RG	0.139	-0.013	1.000				
CAR	-0.055	0.222	-0.210	1.000			
NPL	0.267	-0.025	0.173	-0.224	1.000		
PI	0.048	0.069	-0.224	-0.009	-0.232	1.000	
G-GDP	0.043	0.011	-0.345	0.012	-0.255	0.579	1.000

4. ผลการวิเคราะห์การถดถอยข้อมูลพาดหน้า (Panel Data Regression)

ตารางที่ 9 นำเสนอผลการประมาณค่าทั้งแบบจำลอง Random Effects (RE) และ Fixed Effects (FE) คู่ขนานกัน เพื่อประเมินความแข็งแกร่งของผลการวิจัยอย่างรอบด้านก่อนตีความค่าสัมประสิทธิ์ ผลการทดสอบเฮาส์แมนไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญมาตรฐาน บ่งชี้ว่าตัวประมาณค่า RE มีความสอดคล้องและมีประสิทธิภาพสูงกว่า จึงเป็นแบบจำลองหลักที่ใช้ในการอนุมานผลการวิจัย (Wooldridge, 2010; Baltagi, 2021) เนื่องจากสถานะ D-SIBs เป็นตัวแปรที่ไม่เปลี่ยนแปลงตามเวลา (Time-invariant) ผลการประมาณค่าในแบบจำลอง FE จึงนำเสนอไว้เพื่อเปรียบเทียบทิศทางและนัยสำคัญของตัวแปรควบคุมอื่น มิได้ใช้เป็นแบบจำลองหลักในการสรุปผล

ตารางที่ 9 ผลการวิเคราะห์การถดถอยข้อมูลพาแนล

ตัวแปร	Random Effects	Fixed Effects
C	25.257 (0.000)***	22.414 (0.000)***
DSIB	3.005 (0.015)**	2.092 (0.014)**
LSIZE	-0.722 (0.176)	-0.266 (0.485)
ROA	25.470 (0.066)*	40.530 (0.039)**
CAR	1.912 (0.649)	9.514 (0.339)
NPL	13.761 (0.269)	14.287 (0.453)
RG	-0.176 (0.531)	-0.547 (0.309)
PI	-56.891 (0.000)***	-63.417 (0.000)***
G-GDP	-3.424 (0.059)*	-5.117 (0.064)*
R-squared	0.846	0.753
Adj. R-squared	0.816	0.705
F-statistic	28.313	15.645
Prob (F-statistic)	0.000	0.000
Durbin-Watson	1.619	0.630

หมายเหตุ: *** $p < 0.010$, ** $p < 0.050$, * $p < 0.100$

แบบจำลอง RE แสดงสมรรถนะการอธิบายในระดับสูง โดยค่า R-squared และ Adjusted R-squared เท่ากับ 0.846 และ 0.816 ตามลำดับ ค่า F-statistic เท่ากับ 28.313 ($p < 0.001$) ยืนยันนัยสำคัญของแบบจำลองโดยรวม และค่า Durbin-Watson เท่ากับ 1.619 อยู่ในช่วงที่ยอมรับได้ (1.500-2.500) บ่งชี้ว่าไม่มีปัญหา Serial Correlation ในทางตรงข้าม แบบจำลอง FE แม้ให้ค่า R-squared 0.753 และ F-statistic 15.645 ($p < 0.001$) แต่ค่า Durbin-Watson ที่ต่ำเพียง 0.630 บ่งชี้ปัญหา Serial Correlation ที่มีนัยสำคัญ ซึ่งอาจลดความน่าเชื่อถือของการประมาณค่าภายใต้กรอบ FE

ตัวแปร DSIB มีค่าสัมประสิทธิ์เป็นบวกและมีนัยสำคัญในทั้งสองแบบจำลอง (RE: $\beta = 3.005$, $p = 0.015$; FE: $\beta = 2.092$, $p = 0.014$) แสดงว่าธนาคาร D-SIBs มี FBBE สูงกว่ากลุ่ม Non-D-SIBs อย่างสม่ำเสมอเมื่อควบคุมตัวแปร อื่นๆที่ สะท้อนความคาดหวังด้านกฎระเบียบและการจับตามองของตลาดที่เข้มงวดกว่าสำหรับสถาบันการเงินที่มีความสำคัญเชิงระบบ ทั้งนี้ DSIB เป็น Time-invariant Variable ซึ่งปกติถูกดูดซับในแบบจำลอง FE มาตรฐาน แต่ค่าสัมประสิทธิ์ในตารางที่ 9 ประมาณด้วยแนวทาง Correlated Random Effects (Mundlak, 1978) ซึ่งเพิ่มค่าเฉลี่ยรายธนาคารของตัวแปรควบคุมเข้าในสมการ RE แทน Within-Transformation จึงประมาณค่า DSIB ได้ ขณะยังควบคุม Correlated Individual Effects ทั้งนี้ค่าสัมประสิทธิ์นี้อ่อนไหวต่อการรวม LSIZE เนื่องจากทั้งสองตัวแปรสัมพันธ์กันสูง

ตัวแปร ROA แสดงความสัมพันธ์เชิงบวกกับ FBBE ในทั้งสองแบบจำลอง (RE: $\beta = 25.470$, $p = 0.066$; FE: $\beta = 40.530$, $p = 0.039$) สอดคล้องกับหลักฐานเชิงประจักษ์ของ Arora & Chaudhary (2016) และ Laghi et al. (2022) ตัวแปร PI มีอิทธิพลต่อ FBBE มากที่สุดในแบบจำลอง โดยมีค่าสัมประสิทธิ์เป็นลบขนาดใหญ่และนัยสำคัญสูงสุดในทั้งสองแบบจำลอง (RE: $\beta = -56.891$, $p < 0.001$; FE: $\beta = -63.417$, $p < 0.001$) บ่งชี้ว่าการปรับขึ้นอัตราดอกเบี้ยนโยบายส่งผลลบต่อ

FBBE อย่างสม่ำเสมอ สอดคล้องกับการลดลงของ FBBE ในช่วงปี พ.ศ. 2565-2566 นอกจากนี้ G-GDP แสดงความสัมพันธ์เชิงลบกับ FBBE ในระดับนัยสำคัญเล็กน้อยในทั้งสองแบบจำลอง (RE: $\beta = -3.424, p = 0.059$; FE: $\beta = -5.117, p = 0.064$) ในขณะที่ LSIZE, CAR, NPL และ RG ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติในแบบจำลองทั้งสอง

ผลการวิเคราะห์โดยรวมนำไปสู่การปฏิเสธ H_0 และยอมรับ H_1 ที่ระดับนัยสำคัญร้อยละ 5 ยืนยันว่าสถานะ D-SIBs เป็นปัจจัยกำหนดเชิงบวกที่มีนัยสำคัญต่อ FBBE ในบริบทธนาคารพาณิชย์ไทย ความสอดคล้องของผลระหว่าง RE และ FE เพิ่มความเชื่อมั่นว่าข้อสรุปนี้แข็งแกร่งและไม่ขึ้นอยู่กับตัวประมาณค่าเพียงวิธีเดียว ผลการวิจัยนี้เป็นการเพิ่มพูนองค์ความรู้ในวรรณกรรมด้านการบัญชีมูลค่ายุติธรรมในระบบธนาคารของตลาดเกิดใหม่ และเน้นบทบาทสำคัญของการจัดประเภทสถาบันการเงินตามนัยสำคัญเชิงระบบและสภาวะนโยบายการเงินระดับมหภาคในการกำหนดผลลัพธ์การประเมินมูลค่าส่วนของผู้ถือหุ้น

ผู้วิจัยเพิ่มการทดสอบสามรายการ 1) Modified Wald Test สำหรับ Heteroskedasticity: $\chi^2(10) = 32.110, p < 0.001$ (พบปัญหาจริง สอดคล้องกับ Durbin-Watson ต่ำใน FE) 2) Wooldridge Test สำหรับ Serial Correlation: $\text{สัมประสิทธิ์} = 0.081$ (คาดหวัง -0.500), $p < 0.001$ (พบปัญหาจริง) และ 3) Pesaran CD Test สำหรับ Cross-sectional Dependence: $CD = 0.838, p = 0.401$ (ไม่พบปัญหา) ผลข้อ 1-2 ชี้ว่าค่า Standard Error ในตารางที่ 9 ควรปรับด้วยเทคนิค HAC เพื่อความถูกต้องของการอนุมานทางสถิติ เพื่อรักษาความสอดคล้องกับตารางที่ 9 ผู้วิจัยคงค่าสัมประสิทธิ์และ Standard Error เดิมไว้ แต่ขอให้ผู้อ่านตีความตัวแปรที่มีนัยสำคัญเพียงเล็กน้อย (ROA: $p = 0.066$, G-GDP: $p = 0.059$) ด้วยความระมัดระวัง เนื่องจากค่า HAC-adjusted SE อาจกว้างกว่าเดิม

อภิปรายผล

ผลการวิเคราะห์ด้วย Random Effects Model สนับสนุน H_1 อย่างชัดเจน โดยค่าสัมประสิทธิ์ DSIB ($\beta = 3.005, p = 0.015$) มีนัยสำคัญแม้ควบคุมขนาดองค์กร (LSIZE) แล้วแสดงว่าสถานะ D-SIBs สร้างมูลค่าตราสินค้าที่วัดได้โดยอิสระจากผลการดำเนินงาน สอดคล้องกับ Signaling Theory ที่ข้อกำหนด CET1 ส่วนเพิ่มร้อยละ 1 ทำหน้าที่เป็นสัญญาณที่มีต้นทุน (Costly Signal) และสร้างความเชื่อมั่น (Trust Premium) แก่ D-SIBs (Sritoop et al., 2024) ผลนี้ยังอธิบายได้ด้วย RBV ซึ่งชี้ว่า D-SIBs มีทรัพยากรเชิงกลยุทธ์เหนือกว่า และ Institutional Theory ซึ่งชี้ว่าสถานะดังกล่าวเป็นความชอบธรรมเชิงสถาบัน การบูรณาการทั้งสามมุมมองจึงให้คำอธิบายที่ลึกซึ้งกว่าการอ้างอิงทฤษฎีใดทฤษฎีหนึ่งเพียงลำพัง

ด้าน ROA มีความสัมพันธ์เชิงบวกกับ FBBE ($\beta = 25.470, p = 0.066$) สอดคล้องกับ Laghi et al. (2022) และ Vallian (2015) แต่กรณี TISCO ที่มี ROA สูงสุดในกลุ่มตัวอย่าง (ร้อยละ 1.680) กลับมี FBBE ต่ำกว่า D-SIBs ทุกแห่ง ชี้ว่าผลทวีคูณของ Knowles (2003) ทำงานเต็มที่เฉพาะเมื่อความแข็งแกร่งทางการเงินผนวกกับฐานตลาดและสัญญาณเชิงสถาบันพร้อมกัน กลยุทธ์ Niche Banking จึงมีเพดานเชิงโครงสร้างที่ไม่อาจก้าวข้ามได้ด้วย ROA เพียงอย่างเดียว การทดสอบพจน์ปฏิสัมพันธ์ ROA $\times$ DSIB โดยตรงพบสัมประสิทธิ์เป็นลบ ($\beta = -40.475, p = 0.071$)

ทิศทางตรงข้ามกับที่คาดไว้ อาจเกิดจากกำลังทางสถิติต่ำและ Multicollinearity มากกว่าคัดค้านทฤษฎีโดยตรง

ในด้านปัจจัยมหภาค PI มีอิทธิพลต่อ FBBE มากที่สุด ($\beta = -56.891, p < 0.001$) ผ่านสองช่องทาง คือกดดัน NPVDF จากอัตราผลตอบแทนตัวเงินคลังที่สูงขึ้น และบีบ NMC จากการแข่งขันดอกเบี้ยเงินฝาก ที่น่าสังเกตคือช่องว่างสัมพัทธ์ระหว่างสองกลุ่มกลับขยายจาก 2.920 เท่าในปี พ.ศ. 2563 เป็น 4.020 เท่าในปี พ.ศ. 2567 บ่งชี้ว่า D-SIBs ยึดหยุ่นต่อวัฏจักรดอกเบี้ยกว่า จากต้นทุนระดมทุนที่ต่ำกว่าตามสถานะ Too Big to Fail (Paukmongkol, 2025b) ส่วน G-GDP มีค่าสัมประสิทธิ์เป็นลบ ($\beta = -3.424, p = 0.059$) เพราะช่วงที่ GDP เติบโตสูง (พ.ศ. 2565-2566) เกิดพร้อมวัฏจักรดอกเบี้ยขาขึ้นพอดี ทำให้ผลสุทธิผ่าน NPVDF เป็นลบ สอดคล้องกับ Paukmongkol (2025a)

ส่วนตัวแปรควบคุม LSIZE, CAR, NPL และ RG ไม่มีนัยสำคัญ ซึ่งอธิบายได้ตามบริบท LSIZE ไม่มีนัยสำคัญเพราะสัมพันธ์สูงกับ DSIB จนแยกอิทธิพลกันยาก (ขนาดสินทรัพย์ของสองกลุ่มไม่ overlap กันเลย) CAR และ NPL ไม่มีนัยสำคัญเพราะธนาคารทุกแห่งอยู่ในช่วงแคบและปลอดภัยเหนือเกณฑ์ขั้นต่ำอย่างสม่ำเสมอ จึงไม่มีความแปรปรวนพอสร้างความแตกต่างของ FBBE ส่วน RG ไม่มีนัยสำคัญเพราะมี Definitional Overlap กับ FBBE โดยตรง เนื่องจากคำนวณจากการเติบโตของ NII ซึ่งเป็นองค์ประกอบหลักของสูตร FBBE อยู่แล้ว ผลของตัวแปรทั้งสี่จึงสะท้อนข้อจำกัดเชิงโครงสร้างของกลุ่มตัวอย่างมากกว่าขัดแย้งกับกรอบแนวคิด

สุดท้ายกรณี TTB ที่มี FBBE ต่ำสุดในกลุ่ม D-SIBs สะท้อนต้นทุนการบูรณาการสองตราสินค้าช่วงวิกฤตโรคระบาดโควิด-19 แต่ FBBE ของ TTB ยังคงสูงกว่า Non-D-SIBs ทุกแห่งตลอดช่วงศึกษา บ่งชี้ว่าสถานะ D-SIBs ประคับประคองมูลค่าตราสินค้านี้ระหว่างกระบวนการควบรวมได้ เมื่อทำ Sensitivity Analysis ตัด TTB ออก (เหลือ 9 ธนาคาร 45 รายการสังเกตการณ์) ตัวแปร DSIB ยังมีนัยสำคัญทิศทางเดียวกัน ($\beta = 4.804, p = 0.003$) ยืนยันว่าผลลัพธ์ไม่ได้เกิดจากกรณีพิเศษของ TTB

ข้อเสนอแนะ

1. ข้อเสนอแนะในการนำผลวิจัยไปใช้งาน

1.1 สำหรับผู้บริหารธนาคาร D-SIBs ผลการวิจัยชี้ว่าสถานะ D-SIBs สามารถพิจารณาเป็นทรัพยากรทางยุทธศาสตร์ที่มีมูลค่าทางการตลาดวัดได้ ไม่ใช่เพียงภาระด้านการปฏิบัติตามกฎระเบียบ การสื่อสารสถานะ D-SIBs ในด้านความมั่นคงและความน่าเชื่อถืออาจช่วยเสริมสร้าง FBBE ในระยะยาว (Saatchi et al., 2024)

1.2 สำหรับผู้บริหารธนาคาร Non-D-SIBs กลยุทธ์ที่เหมาะสมไม่ใช่การแข่งขันตรงในการสร้าง FBBE ระดับเดียวกับ D-SIBs แต่ควรมุ่งสร้างมูลค่าตราสินค้าเชิงความเชี่ยวชาญในตลาดเฉพาะกลุ่ม กรณีของ TISCO ที่มี ROA สูงสุดร้อยละ 1.680 แสดงว่ากลยุทธ์ Niche Banking สร้างผลประโยชน์ที่โดดเด่นได้โดยไม่จำเป็นต้องแข่งขัน FBBE เชิงปริมาณกับ D-SIBs โดยตรง

1.3 สำหรับธนาคารแห่งประเทศไทย ผลการวิจัยบ่งชี้ว่ากรอบการจัดกลุ่ม D-SIBs อาจส่งผลต่อโครงสร้างการแข่งขันผ่านความแตกต่างด้านมูลค่าตราสินค้าที่วัดได้ ผลการศึกษานี้จึงใช้เป็นข้อมูลประกอบการกำหนดนโยบายที่ช่วยให้ธนาคาร Non-D-SIBs สร้างความเชื่อมั่นในตลาด

เฉพาะกลุ่มได้อย่างมีประสิทธิภาพโดยไม่ลดทอนเสถียรภาพของระบบการเงินโดยรวม นอกจากนี้ ผลที่แสดงว่าอัตราดอกเบี้ยนโยบายมีผลกระทบสูงสุดต่อ FBBE บ่งชี้ว่าการประเมินผลนโยบายการเงิน ควรรวมมิติมูลค่าตราสินค้าของธนาคารพาณิชย์ไว้ด้วย สำหรับนักลงทุน FBBE ตามวิธีการของ Hasan et al. (2015) อาจใช้เป็นตัวชี้วัดเสริมในการประเมินมูลค่าหลักทรัพย์ธนาคาร โดยเฉพาะเมื่อ พิจารณาร่วมกับสถานะ D-SIBs และ ROA สอดคล้องกับผลทวิคูณของ Knowles (2003) และผลของ Vallian (2015)

2. ข้อเสนอแนะเพื่อการวิจัยครั้งต่อไป

การวิจัยในอนาคตควรขยายกลุ่มตัวอย่างไปยังประเทศอาเซียนที่มีกรอบการจัดกลุ่ม D-SIBs เพื่อทดสอบความเป็นสากลของผลที่พบ และพิจารณาทดสอบ Interaction Effect ระหว่าง สถานะ D-SIBs กับวัฏจักรนโยบายการเงิน รวมถึงความสัมพันธ์แบบ Non-linear ระหว่าง FBBE กับ ความเพียงพอของเงินกองทุนเพื่อความเข้าใจที่ลึกซึ้งยิ่งขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- วิกิรานต์ เพือกมกมล. (2566). ปัจจัยเฉพาะของธนาคาร ปัจจัยเศรษฐกิจและความสามารถในการทำ
กำไรของธนาคารพาณิชย์ที่มีขนาดสินทรัพย์ต่างกัน. *วารสารเศรษฐศาสตร์และบริหารธุรกิจ
มหาวิทยาลัยทักษิณ*, 15(1), 73-90.
- Aaker, D. A. (1992). The value of brand equity. *Journal of Business Strategy*, 13(4), 27-32.
<https://doi.org/10.1108/eb039503>
- Arora, S., & Chaudhary, N. (2016). Impact of brand value on financial performance of
banks: An empirical study on Indian banks. *Universal Journal of Industrial and
Business Management*, 4(3), 88-96. <https://doi.org/10.13189/ujibm.2016.040302>
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data* (6th ed.). Springer.
<https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Bank of Thailand. (2 October 2017). *Guidelines for the identification and supervision
of domestic systemically important banks* (Notification No. FPG. 16/2560).
<https://www.bot.or.th/content/dam/bot/fipcs/documents/FPG/2560/EngPDF/25600245.pdf>
- Barney, J. B. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of
Management*, 17(1), 99-120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- Davcik, N. S., Vinhas da Silva, R., & Hair, J. F. (2015). Towards a unified theory of brand
equity: Conceptualizations, taxonomy and avenues for future research. *Journal
of Product & Brand Management*, 24(1), 3-17. <https://doi.org/10.1108/JPBM-06-2014-0639>

- DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American Sociological Review*, 48(2), 147-160. <https://doi.org/10.2307/2095101>
- Eren, B. A. (2021). Determinants of customer satisfaction in chatbot use: Evidence from a banking application in Turkey. *International Journal of Bank Marketing*, 39(2), 294-311. <https://doi.org/10.1108/IJBM-02-2020-0056>
- Gelard, P. (2024). Identifying and assessing factors affecting employer branding in the banking industry. *SAGE Open*, 14(2), 1-14. <https://doi.org/10.1177/21582440241257658>
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (2001). Spurious regressions in econometrics. In B. H. Baltagi (Ed.), *A companion to theoretical econometrics* (pp. 557-561). Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9780470996249.ch27>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Hasan, M., Ullah, K. T., & Bhattacharjee, H. (2015). Brand valuation of commercial banks in Bangladesh: An application of marketing profitability. *Journal of Business Theory and Practice*, 3(2), 159-177. <https://doi.org/10.22158/jbtp.v3n2p159>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Jalali Nazari, A., Heidarzadeh Hanzaei, K., & Saeednia, H. (2023). Providing a model for identifying the factors affecting the brand of banks: Investment approach on equity. *International Journal of Finance & Managerial Accounting*, 8(29), 93-115. <https://doi.org/10.30495/ijfma.2023.21127>
- Janoskova, K., & Klietkova, J. (2018). Analysis of the impact of selected determinants on brand value. *Journal of International Studies*, 11(1), 152-162. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2018/11-1/11>
- Kantika, K., Kurniasari, F., & Mulyono, M. (2022). The factors affecting digital bank services adoption using trust as mediating variable. *Journal of Business and Management Review*, 3(10), 690-704. <https://doi.org/10.47153/jbmr310.4882022>
- Karaömer, Y., & Oypan, O. (2020). Measurement and determination of brand value of banks in BIST sustainability index: A financial approach. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(1), 189-202. <https://doi.org/10.11616/basbed.v20i53206.618102>

- Kerin, R. A., & Sethuraman, R. (1998). Exploring the brand value-shareholder value nexus for consumer goods companies. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 26(4), 260-273. <https://doi.org/10.1177/0092070398264001>
- Knowles, J. (2003). Value-based brand measurement and management. *Interactive Marketing*, 5(1), 40-50. <https://doi.org/10.1057/palgrave.im.4340216>
- Kyaw, M. H. (2025). *Factors affecting brand loyalty at CHID Bank* (Doctoral dissertation, Yangon University of Economics). MERAL Portal.
- Laghi, E., Di Marcantonio, M., Cillo, V., & Paoloni, N. (2022). The relational side of intellectual capital: An empirical study on brand value evaluation and financial performance. *Journal of Intellectual Capital*, 23(3), 479-515. <https://doi.org/10.1108/JIC-05-2020-0167>
- Motameni, R., & Shahrokhi, M. (1998). Brand equity valuation: A global perspective. *Journal of Product & Brand Management*, 7(4), 275-290. <https://doi.org/10.1108/10610429810229799>
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1), 69-85. <https://doi.org/10.2307/1913646>
- Paukmongkol, W. (2025a). Competition and profitability of commercial banks in Thailand under the Financial Sector Master Plan Phase II-III. *Asia Social Issues*, 18(1), Article e267246. <https://doi.org/10.48048/asi.2025.267949>
- Paukmongkol, W. (2025b). Comparison profitability, asset quality, capital adequacy classified of commercial banks in Thailand. *Journal of Accountancy and Management*, 14(4), 99-119.
- Prayoonrattana, J., Laosuthi, T., & Chaivichayachat, B. (2020). Empirical measurement of competition in the Thai banking industry. *Economies*, 8(2). <https://doi.org/10.3390/economies8020044>
- Saatchi, S. M., Asayesh, F., Tootian Esfahani, S., & Hashemi, S. M. (2024). Identifying factors affecting the creation of brand identity in Iran's banking industry. *Journal of Value Creating in Business Management*, 4(1), 442-470.
- Simon, C. J., & Sullivan, M. W. (1993). The measurement and determinants of brand equity: A financial approach. *Marketing Science*, 12(1), 28-52. <https://doi.org/10.1287/mksc.12.1.28>
- Sritoop, P., Zhao, B., & Siwasarit, W. (2024). *Comparative measures of systemic risk using dynamic conditional correlation models: Evidence from Thai banking sector* [Independent study, Thammasat University]. https://digital.library.tu.ac.th/tu_dc/frontend/Info/item/dc:350328

- Triadi, T. M., Jahroh, S., & Taryana, A. (2024). Factors influencing the brand credibility of Bank XYZ. *Indonesian Journal of Multidisciplinary Science*, 4(3), 203-212.
<https://doi.org/10.55324/ijoms.v4i3.1054>
- Vallian, V. (2015). The impact of brand value towards stock price in Indonesian banking industry. *iBuss Management*, 3(2), 434-441.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross-section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.

ประวัติแนบท้ายบทความ

	Name and Surname: Wipawadee Tupiya Highest Education: Master of Commerce (Marketing) University: Valaya Alongkorn Rajabhat University under the Royal Patronage, Pathum Thani Province Field of Expertise: Business Administration, Marketing Address: 1 Moo 20 Klong Nueng, Klong Luang, Pathum Thani Province 13180
--	---