



Received: 25 October 2013

Received in revised form: 6 January 2014

Accepted: 22 January 2014

Determinants of the Gold Futures Price Volatility: The Case of Thailand Futures Exchange*

Woradee Jongadsayakul**

Faculty of Economics, Kasetsart University, Bangkok, Thailand

This research studies determinants of the gold futures price volatility in Thailand Futures Exchange using Linear Regression Model and Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) Model. The data sample consists of daily settlement price, volume, and open interest of gold futures from the first trading day in Thailand Futures Exchange to June 26, 2013. We examine the nearby futures contract, which is switched over to the next maturing contract one day before the expiration date. The results of both models confirm that price returns volatility of gold futures increases when (1) the futures contract approaches expiration (2) trading volume increases and (3) open interest decreases. We also present an analysis of the role of covariance between changes in spot prices and carry costs in explaining the maturity effect in futures. Our results provide very strong evidence in favor of this negative covariance hypothesis. Therefore, the results of this study would be of interest to investors due to their importance to forecast future prices of gold. Hedgers should adjust their optimal hedging position according to volatility changes. The analysis of gold futures volatility also insists the clearing house in setting different margin requirements as each contract approaches maturity differently. Margin requirements should be raised for nearby gold futures contract as its volatility increases. Either an increase in trading volume or a decrease in open interest should also increase margin requirements for gold futures.

Keywords: futures price volatility, gold futures, Samuelson hypothesis

JEL Classification: C32, G13, G32

* This research was funded by Department of Economics, Faculty of Economics, Kasetsart University.

** Corresponding author: Woradee Jongadsayakul, Ph.D., Faculty of Economics, Kasetsart University, Chatujak, Bangkok, 10900, Thailand. Tel: +66 2 5798739, Fax: +66 2 5613474, E-mail: fecowdj@ku.ac.th



ปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้า: กรณีศึกษาตลาดสัญญาซื้อขายล่วงหน้าประเทศไทย

วรัตติ จงอัศฎฎากุล

คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ กรุงเทพฯ 10900 อีเมลล์: fecowdj@ku.ac.th

บทคัดย่อ

การวิจัยนี้ได้ศึกษาปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้าที่ซื้อขายในตลาดสัญญาซื้อขายล่วงหน้าประเทศไทย โดยใช้แบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ และแบบจำลอง GARCH จากข้อมูลรายวันของราคาที่ใช้ชำระราคา ปริมาณการซื้อขาย และสถานะคงค้างของสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้า ตั้งแต่วันแรกที่ซื้อขายจนถึงวันที่ 26 มิถุนายน พ.ศ. 2556 โดยเป็นข้อมูลของสัญญาที่มีเดือนส่งมอบใกล้ที่สุดจนถึงก่อนวันซื้อขายวันสุดท้ายของสัญญา 1 วัน มาเรียงต่อกัน ผลการศึกษาจากทั้ง 2 แบบจำลอง พบว่าความผันผวนของผลตอบแทนสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้าจะมากขึ้นเมื่อ (1) เข้าใกล้วันครบกำหนดอายุ (2) ปริมาณซื้อขายมากขึ้น และ (3) สถานะคงค้างลดลง นอกจากนี้ผลการวิเคราะห์ยังพบว่าความแปรปรวนร่วมระหว่างผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีและการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองเป็นลบ ซึ่งเป็นการสนับสนุนผลกระทบวันครบกำหนดอายุในสัญญาซื้อขายล่วงหน้า ดังนั้นนักลงทุนควรสนใจกับปัจจัยเหล่านี้ที่ส่งผลต่อการคาดการณ์ราคาทองคำในอนาคต รวมทั้งผู้บริหารความเสี่ยงควรต้องปรับอัตราประกันความเสี่ยงให้มีความเหมาะสมตามการเปลี่ยนแปลงของความผันผวน สำหรับสำนักนักหักบัญชีควรต้องให้ความสนใจในการกำหนดอัตราหลักประกันแตกต่างกันในสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้าที่เหลือเวลาครบกำหนดอายุแตกต่างกัน โดยสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้าใกล้ครบกำหนดอายุ ซึ่งมีความผันผวนมากขึ้น ก็ควรมีอัตราหลักประกันที่มากกว่าโดยเปรียบเทียบ รวมทั้งการเพิ่มอัตราหลักประกัน หากพบว่า Gold Futures มีปริมาณซื้อขายมากขึ้น และสถานะคงค้างลดลง

คำสำคัญ: ความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้า สัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้า สมมติฐานของ Samuelson

บทนำ

อนุพันธ์ที่มีการซื้อขายผ่านตลาดสัญญาซื้อขายล่วงหน้าถือได้ว่าเป็นความสำคัญเป็นอย่างยิ่ง โดยนักลงทุนหรือผู้ประกอบการสามารถนำอนุพันธ์มาใช้ในการบริหารจัดการความเสี่ยง หรือสร้างโอกาสในการทำกำไรจากการเคลื่อนไหวของราคาสินค้าอ้างอิงได้อย่างมีประสิทธิภาพ ซึ่งการซื้อขาย

สัญญาซื้อขายล่วงหน้า (สัญญาฟิวเจอร์ส) นักลงทุนไม่ต้องจ่ายเงินเต็มมูลค่าของสัญญา เพียงแค่วางเงินประกันขั้นต้น (Initial Margin) เป็นจำนวนเงินประมาณร้อยละ 10 - 15 ของมูลค่าสัญญาเท่านั้น เพื่อเป็นหลักประกันว่านักลงทุนจะไม่บิดพลิ้วจากการปฏิบัติตามภาระผูกพันของสัญญา นอกจากนี้ นักลงทุนต้องรักษายอดคงเหลือในบัญชีเงินประกันของผู้ลงทุนไม่ให้ต่ำกว่าเงินประกันขั้นต่ำ (Maintenance Margin) โดยการกำหนดอัตราหลักประกันการซื้อขายสัญญาฟิวเจอร์สขึ้นอยู่กับหลายปัจจัย แต่ปัจจัยหลักที่มีสำคัญ ได้แก่ ความผันผวนของราคาฟิวเจอร์ส ดังนั้นการศึกษาถึงปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สจึงมีความสำคัญยิ่งสำหรับการกำหนดอัตราหลักประกัน ซึ่งงานวิจัยที่ผ่านมาอธิบายความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สว่าขึ้นอยู่กับปัจจัย เช่น ระยะเวลาก่อนครบกำหนด (Time to Maturity) ปริมาณการซื้อขาย (Volume) และสถานะคงค้าง (Open Interest) เป็นต้น

ในส่วนของระยะเวลาก่อนครบกำหนด งานวิจัยของ Samuelson (1965) ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สและระยะเวลาก่อนครบกำหนด ซึ่งเป็นที่รู้จักกันดีว่า "Samuelson Hypothesis" โดยมีสมมติฐานว่าความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สเพิ่มมากขึ้น เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนด ซึ่งงานวิจัยเชิงประจักษ์ที่สนับสนุน Samuelson Hypothesis โดยมากมักพบในตลาดซื้อขายสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าโภคภัณฑ์ (Daal & Farhat, 2004; Duong & Kalev, 2008; Karali, Dorfman, & Thurman, 2009; Karali & Thurman, 2010) รวมทั้งในตลาดซื้อขายสัญญาซื้อขายล่วงหน้าที่อ้างอิงสกุลเงินต่างๆ (Madarassy Akin, 2003) และดัชนี SET50 (Dolsutham, O., Payattikul, P., Yanwaree, S., and Tharavanij, P., 2011) สำหรับการศึกษาที่ไม่สนับสนุน Samuelson Hypothesis เช่นในตลาดซื้อขายสัญญาซื้อขายล่วงหน้าที่อ้างอิงกับดัชนี Nikkei 255 (Chen, Duan, & Hung, 1999) และอัตราดอกเบี้ยระยะสั้น (Gurrola & Herreras, 2010) ที่พบว่าเมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนด ความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สลดลง ด้านปริมาณการซื้อขาย งานวิจัยส่วนใหญ่พบว่ามีความสัมพันธ์ทางบวกต่อความผันผวนของราคาฟิวเจอร์ส (Madarassy Akin, 2003; Xin, Chen, & Firth, 2005; Kuo, Hsu, & Chiang, 2005; Pati, 2006; Ripple & Moosa, 2009) ในขณะที่สถานะคงค้างและความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สมีความสัมพันธ์เป็นลบ (Xin, Chen, & Firth, 2005; Feng & Chuan-zhe, 2008; Ripple & Moosa, 2009) อย่างไรก็ตาม งานศึกษาของ Madarassy Akin (2003) และ Pati (2006) ที่เกี่ยวกับสัญญาซื้อขายล่วงหน้าที่อ้างอิงสินทรัพย์ทางการเงินกลับพบว่าสถานะคงค้างและความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สมีความสัมพันธ์เป็นบวก

จะเห็นได้ว่าผลกระทบของระยะเวลาก่อนครบกำหนดที่มีต่อความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สนั้นมักพบในตลาดสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าเกษตรและพลังงานมากกว่าตราสารทางการเงิน (Daal and Farhat, 2004) ส่วนตลาดซื้อขายสัญญาซื้อขายล่วงหน้าโลหะนั้นมีผลกระทบเพียงเล็กน้อย (Bessembinder, H., Coughenour, J. F., Seguin, P. J., & Smeller, M. M., 1996) ซึ่งในตลาดที่

Samuelson Hypothesis เป็นจริง การกำหนดอัตราหลักประกันการซื้อขายสัญญาฟิวเจอร์สที่ควรสูงขึ้นสำหรับสัญญาที่เข้าใกล้วันครบกำหนด อย่างเช่นในกรณีของตลาดสินค้าเกษตรล่วงหน้าแห่งประเทศไทย (The Agricultural Futures Exchange of Thailand: AFET) ที่มีการกำหนดอัตราหลักประกันแบบเฉพาะด้านซื้อหรือด้านขายให้เพิ่มขึ้นสำหรับสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าเกษตรที่เข้าใกล้วันที่ทำการสุดท้ายของเดือนที่ครบกำหนดส่งมอบ แต่ในกรณีของตลาดสัญญาซื้อขายล่วงหน้าประเทศไทย (Thailand Futures Exchange: TFEX) นั้นมีการกำหนดอัตราหลักประกันการซื้อขายสัญญาฟิวเจอร์สประเภทเดียวกันเท่ากัน ถึงแม้จะมีวันครบกำหนดส่งมอบแตกต่างกัน ดังนั้นงานวิจัยครั้งนี้จึงได้เลือกทำการศึกษาปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้าที่มีการซื้อขายใน TFEX โดยสัญญาซื้อขายทองคำล่วงหน้าจัดได้ว่ามีสภาพคล่องและเริ่มเปิดให้มีการซื้อขายก่อนสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าโภคภัณฑ์ประเภทอื่น ซึ่งผลการศึกษาสามารถนำไปใช้เป็นข้อมูลสำหรับนักลงทุนและผู้ประกอบการในธุรกิจที่มีความเกี่ยวข้องกับทองคำในการบริหารความเสี่ยงที่เกิดจากความผันผวนของราคาทองคำ รวมทั้งสำหรับสำนักหักบัญชีในการกำหนดอัตราหลักประกันให้เหมาะสมเพื่อรองรับความเสี่ยงจากการผันผวนของราคาทองคำ ซึ่งหากปัจจัยต่างๆ อันได้แก่ ระยะเวลาก่อนครบกำหนด ปริมาณการซื้อขาย และสถานะคงค้าง เป็นปัจจัยที่สำคัญในการอธิบายความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้า เมื่อมีการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยดังกล่าวที่ส่งผลทำให้ความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สเพิ่มขึ้น ก็ควรปรับเพิ่มอัตราหลักประกันให้เหมาะสมเช่นกัน

แนวคิด/ทฤษฎี

Samuelson (1965) อธิบายความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สและระยะเวลาก่อนครบกำหนดอายุ โดยมีสมมติฐานว่าความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สเพิ่มมากขึ้น เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนด ซึ่งเป็นที่รู้จักกันดีว่า “Samuelson Hypothesis” ซึ่งสมมติฐานดังกล่าวอยู่บนพื้นฐานของข้อสมมติต่างๆ ได้แก่ 1. ราคาฟิวเจอร์สเท่ากับค่าคาดหวังในปัจจุบันของราคาสำหรับการซื้อขายทันที ณ วันส่งมอบ และ 2. ราคาสำหรับการซื้อขายทันทีจะมีความสัมพันธ์กับตัวข้อมูลของมันเองในอดีตที่ผ่านมาย้อนหลังไป 1 งวด ซึ่งเรียกกระบวนการนี้ว่า “First Order Autoregressive” นั่นคือ

$$P_t = aP_{t-1} + \{u_t\}, |a| < 1, E(u_t) = 0 \text{ และ } E(u_t^2) = \sigma^2$$

ดังนั้น $|a| < 1$ ความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สจะเพิ่มขึ้น เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนด

Bessembinder et al. (1996) ได้นำเสนอการวิเคราะห์ในอีกรูปแบบหนึ่งเพื่อแสดงความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สและระยะเวลาก่อนครบกำหนดอายุ โดยมีรายละเอียดของแบบจำลองดังนี้

กำหนดให้ความสัมพันธ์ระหว่างราคาตลาด ณ เวลา t และค่าคาดหวังของราคาสำหรับการซื้อขายทันที (Spot Price) ในอนาคตที่เวลา $t + j$ แสดงดังสมการที่ (1)

$$E_t(P_{t+j}) = P_t e^{(r_t + \pi - c_t)j}, \quad (1)$$

เมื่อ $E_t(\cdot)$ แทนค่าคาดหวัง ณ เวลา t , P_t แทนราคาสำหรับการซื้อขายทันที ณ เวลา t , r_t แทนอัตราดอกเบี้ยต่อช่วงเวลาของสินทรัพย์ที่ไม่มีความเสี่ยง ณ เวลา t , c_t แทนอัตราผลตอบแทนสุทธิต่อช่วงเวลาจากการถือครองสินทรัพย์ และ π แทนผลตอบแทนส่วนเกินเพื่อชดเชยความเสี่ยงจากการถือครองสินทรัพย์ สมมติให้เป็นค่าคงที่ข้ามช่วงเวลาและมากกว่าศูนย์

สำหรับราคาสำหรับการซื้อขายทันทีและราคาฟิวเจอร์สมีความสัมพันธ์กันตามความสัมพันธ์ของต้นทุนถือครอง (Cost-of-Carry Relation) ดังนี้

$$F_{t,T} = P_t e^{s_t(T-t)}, \quad (2)$$

เมื่อ $F_{t,T}$ แทนราคาฟิวเจอร์ส ณ เวลา t ของสินทรัพย์อ้างอิงที่มีวันครบกำหนดส่งมอบ ณ เวลา T , s_t แทนต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิง ซึ่งก็คือความชันของเส้นตรงแสดงการเชื่อมโยงค่า $\ln(P_t)$ และค่า $\ln(F_{t,T})$ เมื่อระยะเวลาก่อนครบกำหนดส่งมอบเป็นตัวแปรในแกน x โดย $s_t \equiv r_t - c_t$

จากสมการ (2) กำหนดให้ $\Delta f_t = \ln(F_{t+1,T}) - \ln(F_{t,T})$ จะได้ว่า

$$\begin{aligned} \Delta f_t &= \ln(P_{t+1} e^{s_{t+1}(T-t-1)}) - \ln(P_t e^{s_t(T-t)}) = \ln(P_{t+1}) + s_{t+1}(T-t-1) - \ln(P_t) - s_t(T-t) \\ &= \ln(P_{t+1}) - \ln(P_t) + s_{t+1}(T-t-1) - s_t(T-t-1) - s_t \\ \Delta f_t &= \Delta p_t + \Delta s_t \tau - s_t, \end{aligned} \quad (3)$$

เมื่อ $\Delta p_t = \ln(P_{t+1}) - \ln(P_t)$, $\Delta s_t = s_{t+1} - s_t$ และ $\tau = T - t - 1$ แทนระยะเวลาที่เหลืออยู่ก่อนที่สัญญาจะครบกำหนด

กำหนดให้ $\ln(P_{t+1}) = \ln(E_t(P_{t+1})) + u_t$ เมื่อ u_t แทนอัตราการเพิ่มขึ้นของราคาสำหรับการซื้อขายทันทีที่ไม่คาดหวัง ดังนั้นจากสมการ (1) สามารถหา

$$\Delta p_t = \ln(P_{t+1}) - \ln(P_t) \text{ ได้ดังนี้}$$

$$\begin{aligned} \Delta p_t &= \ln(P_{t+1}) - \ln(P_t) = \ln(E_t(P_{t+1})) + u_t - \ln(P_t) = \ln(P_t e^{(r_t + \pi - c_t)}) + u_t - \ln(P_t) \\ &= \ln(P_t) + r_t + \pi - c_t + u_t - \ln(P_t) \\ \Delta p_t &= s_t + \pi + u_t, \end{aligned} \quad (4)$$

จากสมการ(3)และ(4)จะได้ว่า $\Delta f_t = \Delta p_t + \Delta s_t \tau - s_t = s_t + \pi + u_t + \Delta s_t \tau - s_t$

$$\text{หรือ } \Delta f_t = \pi + u_t + \Delta s_t \tau, \quad (5)$$

จากสมการ (5) จะเห็นได้ว่าการเปลี่ยนแปลงของค่าลึกราคาฟิวเจอร์ส (Δf_t) คือผลรวมของ 3 ส่วน ได้แก่ 1. ผลตอบแทนส่วนเกินเพื่อชดเชยความเสี่ยงจากการถือครองสินทรัพย์ (π) 2. อัตราการเพิ่มขึ้นของราคาสำหรับการซื้อขายทันทีที่ไม่คาดหวัง (u_t) และ 3. การเปลี่ยนแปลงของค่าความชัน ซึ่งถูกถ่วงน้ำหนักด้วยระยะเวลาที่เหลืออยู่ก่อนที่สัญญาจะครบกำหนด ($\Delta s_t \tau$) ดังนั้นสามารถหาค่าความแปรปรวนของการเปลี่ยนแปลงค่าลึกราคาฟิวเจอร์สได้ดังนี้

$$VAR(\Delta f_t) = VAR(u_t) + \tau^2 VAR(\Delta s_t) + 2\tau COV(u_t, \Delta s_t) \quad (6)$$

สำหรับ Samuelson Hypothesis หากเป็นจริงแสดงว่าค่าความแปรปรวนของการเปลี่ยนแปลงราคาฟิวเจอร์ส, $VAR(\Delta f_t)$, จะเพิ่มขึ้น เมื่อระยะเวลาที่เหลืออยู่ก่อนที่สัญญาจะครบกำหนด, τ , มีค่าลดลง แต่จากสมการ (6) หากกำหนดให้ค่าความชัน, s_t , เป็นค่าคงที่ข้ามช่วงเวลา แสดงว่า 2 เทอมหลังด้านขวามือของสมการจะมีค่าเป็นศูนย์ ดังนั้น Samuelson Hypothesis จะเป็นจริงได้ก็ต่อเมื่อมีการเพิ่มขึ้นของความแปรปรวนของอัตราผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีที่ไม่คาดหวัง, $VAR(u_t)$, เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนดส่งมอบ อย่างไรก็ตาม การที่ความแปรปรวนของอัตราผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีที่ไม่คาดหวังเพิ่มขึ้นเมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนดส่งมอบจะทำให้ความผันผวนของการเปลี่ยนแปลงราคาฟิวเจอร์สเมื่อเวลาเปลี่ยนไปมีความซับซ้อน เนื่องจากช่วงอายุของสัญญาฟิวเจอร์สนั้นครอบคลุมวันหมดอายุของสัญญาฟิวเจอร์สที่ครบกำหนดก่อนหน้านี้ ดังนั้นหากมีการเพิ่มขึ้นของค่าความแปรปรวนของอัตราผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีที่เกี่ยวข้องกับวันครบกำหนดส่งมอบของสัญญาก่อนหน้านี้ ย่อมส่งผลต่อการเพิ่มขึ้นของความแปรปรวนของการเปลี่ยนแปลงราคาฟิวเจอร์สสำหรับสัญญาที่วันครบกำหนดส่งมอบยังอยู่ไกลออกไปอีกด้วย ทำให้แต่ละสัญญาฟิวเจอร์สจะมีความแปรปรวนสูงในหลายช่วงเวลาตลอดช่วงอายุของสัญญา แต่ Samuelson Hypothesis ไม่ได้มีการคาดการณ์รูปแบบของความผันผวนที่มีลักษณะเป็นฟันปลาเช่นนี้ ดังนั้นในการอธิบาย Samuelson Hypothesis จึงควรต้องเน้นถึงการเปลี่ยนแปลงแบบสุ่มของค่าความชันมากกว่าการเพิ่มขึ้นของค่าความแปรปรวนของอัตราผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีที่ไม่คาดหวัง เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนดส่งมอบ

ดังนั้นเมื่อมีการเปลี่ยนแปลงแบบสุ่มของค่าความชัน ค่า $VAR(\Delta s_t)$ เป็นบวก เมื่อคูณด้วยระยะเวลาที่เหลืออยู่ก่อนที่สัญญาจะครบกำหนดที่ยกกำลังสอง, τ^2 , จากสมการ (6) จะเห็นว่าระยะเวลาที่เหลืออยู่ก่อนที่สัญญาจะครบกำหนดยิ่งมาก ค่าของเทอมที่ 2 ด้านขวามือของสมการเพิ่มขึ้น ทำให้ความแปรปรวนยิ่งมากขึ้น ซึ่งขัดแย้งกับ Samuelson Hypothesis สำหรับค่าสัมบูรณ์ของเทอมที่ 3 ด้านขวามือของสมการก็มีค่าเพิ่มขึ้นเช่นกัน อย่างไรก็ตาม ค่าของเทอมที่ 3 ด้านขวามือของสมการสามารถเป็นบวกหรือลบก็ได้ ซึ่งหากเป็นลบ นั่นคือ $COV(u_t, \Delta s_t) < 0$ ทำให้ค่าของเทอมที่ 3 มีค่าเข้าใกล้ศูนย์ เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนดอายุ ดังนั้นจะเห็นว่า Samuelson Hypothesis

จะเป็นจริงขึ้นอยู่กับความแปรปรวนร่วมระหว่างผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันที (Spot Returns) และการเปลี่ยนแปลงค่าความชัน (หรือการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิง) ที่มีค่าเป็นลบ, $COV(u, \Delta s_t) < 0$ ที่มักเกิดขึ้นในตลาดที่ดุลยภาพราคาสำหรับการซื้อขายทันที นั้นวกกลับเข้าหาค่าเฉลี่ย (Mean Reverting)

นอกจากความสัมพันธ์ระหว่างความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สและระยะเวลาก่อนครบกำหนดอายุแล้ว งานวิจัยส่วนใหญ่พบว่าปริมาณการซื้อขายมีความสัมพันธ์ทางบวกต่อความผันผวนของราคาฟิวเจอร์ส (Madarassy Akin, 2003; Xin, Chen, and Firth, 2005; Kuo, Hsu, and Chiang, 2005; Pati, 2006; Ripple and Moosa, 2009) เมื่อปริมาณการซื้อขายเพิ่มขึ้น ทำให้โอกาสที่ราคาจะเปลี่ยนแปลงเพิ่มสูงขึ้นหรือลดต่ำลงก็มากขึ้น ความผันผวนจึงเพิ่มมากขึ้นกว่าเดิม นอกจากนี้ปริมาณการซื้อขายยังถูกใช้เป็นตัวแทนสำหรับการไหลเข้าของข้อมูล ซึ่งหากข้อมูลที่มาพร้อมกับปริมาณการซื้อขายยิ่งมากก็ยิ่งทำให้ความผันผวนเพิ่มขึ้น (Xin et al. 2005) ทั้งนี้ งานวิจัย เช่น Herbert (1995) และ Feng and Chuan-zhe (2008) ที่พบว่าผลกระทบดังกล่าวมีมากกว่าผลกระทบของวันครบกำหนดอายุ

ในส่วนของสถานะคงค้าง ซึ่งเป็นตัวแทนสำหรับความลึกของตลาด เนื่องจากสถานะคงค้างแสดงให้เห็นถึงความเต็มใจ ณ ขณะนี้ของผู้ซื้อขายสัญญาฟิวเจอร์สที่พร้อมจะเสี่ยงเงินทุนของตนในการมีสถานะในสัญญาฟิวเจอร์ส โดยหากสถานะคงค้างอยู่ในระดับสูงก็จะช่วยสนับสนุนสถานการณ์ของตลาด ทำให้ลดความกดดันด้านราคาลงเมื่อมีข้อมูลใหม่จากการซื้อขาย ดังนั้นความสัมพันธ์ระหว่างสถานะคงค้างและความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สก็ควรจะเป็นลบ (Xin et al. 2005)

ข้อมูลที่ใช้ในการศึกษา

การวิจัยนี้จะทำการเก็บรวบรวมข้อมูลทุติยภูมิจากเว็บไซต์ของ SETSMART และ TFXE ซึ่งเป็นข้อมูลรายวันด้านราคาที่ใช้ชำระราคา ระยะเวลาที่เหลือของสัญญา ปริมาณการซื้อขาย และสถานะคงค้างของ สัญญา Gold Futures (ทั้งประเภท 50 Baht Gold Futures และ 10 Baht Gold Futures) โดยจะใช้ข้อมูลของสัญญานับตั้งแต่ที่เริ่มเปิดให้มีการซื้อขายในตลาดจนถึงข้อมูลของสัญญาที่ครบกำหนดเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2556 โดยสัญญาแต่ละประเภทมีวันเริ่มเปิดซื้อขายแตกต่างกัน ดังนั้นในกรณีของ 50 Baht Gold Futures (GF) ข้อมูลที่ใช้จะครอบคลุมตั้งแต่สัญญาที่ครบกำหนดเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 หรือชื่อย่อของสัญญา คือ GFG09 ที่มีวันซื้อขายวันแรก คือ วันที่ 2 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 และวันซื้อขายวันสุดท้าย คือ วันที่ 26 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 จนถึงสัญญาที่ครบกำหนดเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2556 หรือชื่อย่อของสัญญา คือ GFM13 ที่มีวันซื้อขายวันแรก คือ วันที่ 26 ธันวาคม พ.ศ. 2555 และวันซื้อขายวันสุดท้าย คือ วันที่ 27 มิถุนายน พ.ศ. 2556 รวมจำนวนสัญญา

ที่ใช้ในการศึกษาทั้งหมด 27 สัญญา ในขณะที่กรณีของ 10 Baht Gold Futures (GF10) จะเริ่มตั้งแต่สัญญาที่ครบกำหนดเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2553 หรือชื่อย่อของสัญญา คือ GF10Q10 ที่มีวันซื้อขายวันแรก คือ วันที่ 2 สิงหาคม พ.ศ. 2553 และวันซื้อขายวันสุดท้าย คือ วันที่ 30 สิงหาคม พ.ศ. 2553 จนถึงสัญญาที่ครบกำหนดเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2556 หรือชื่อย่อของสัญญา คือ GF10M13 ที่มีวันซื้อขายวันแรก คือ วันที่ 26 ธันวาคม พ.ศ. 2555 และวันซื้อขายวันสุดท้าย คือ วันที่ 27 มิถุนายน พ.ศ. 2556 รวมจำนวนสัญญาที่ใช้ในการศึกษาทั้งหมด 18 สัญญา โดยที่ชุดข้อมูลอนุกรมเวลาของ 50 Baht Gold Futures และ 10 Baht Gold Futures เกิดจากการนำข้อมูลที่เกี่ยวข้องกับ 50 Baht Gold Futures และ 10 Baht Gold Futures ที่ครบกำหนดอายุใกล้ที่สุดมาเรียงต่อกัน ยกตัวอย่างเช่น ในชุดข้อมูลของ 50 Baht Gold Futures จะเริ่มต้นพิจารณาจากสัญญาแรก คือ สัญญาที่เดือนส่งมอบ กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 (GFG09) ก็จะใช้ข้อมูลของสัญญาดังกล่าวตั้งแต่วันซื้อขายวันแรก คือ วันที่ 2 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 จนกระทั่งถึงวันก่อนวันซื้อขายวันสุดท้าย 1 วัน คือ วันที่ 25 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 ต่อมาในวันที่ 26 กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2552 ซึ่งเป็นวันซื้อขายวันสุดท้ายของ GFG09 จะใช้ข้อมูลจากสัญญาลำดับถัดมา ซึ่งมีเดือนส่งมอบใกล้ที่สุดในขณะนั้น คือ เดือนเมษายน พ.ศ. 2552 (GFJ09) มาเรียงต่อจนถึงวันก่อนวันซื้อขายวันสุดท้ายของสัญญานี้ 1 วัน คือ วันที่ 28 เมษายน พ.ศ. 2552 และในวันที่ 29 เมษายน พ.ศ. 2552 ก็จะใช้ข้อมูลจากสัญญาใหม่อีกครั้งที่มีเดือนส่งมอบใกล้ที่สุดในขณะนั้น คือ เดือนมิถุนายน พ.ศ. 2552 (GFM09) มาเรียงต่อจนถึงวันก่อนวันซื้อขายวันสุดท้ายของสัญญา ทำแบบนี้เรื่อยไปจนถึงสัญญาสุดท้ายที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ ซึ่งครบกำหนดเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2556 (GFM13) ที่มีวันก่อนซื้อขายวันสุดท้าย คือ วันที่ 26 มิถุนายน พ.ศ. 2556 ทั้งนี้ ข้อมูลของสัญญาฟิวเจอร์สที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้สามารถสรุปได้ดังแสดงในตารางที่ 1

สำหรับการทดสอบเงื่อนไขของ Samuelson Hypothesis ตามการศึกษาของ Bessembinder *et al.* (1996) ที่สรุปว่าค่าความแปรปรวนร่วมต้องเป็นลบนั้น ในที่นี้จะใช้ข้อมูลเกี่ยวกับราคาสำหรับการซื้อขายทันทีจาก <http://www.ranthon.com> สำหรับราคาฟิวเจอร์สจะใช้ราคาที่ใช้ชำระราคาของสัญญาฟิวเจอร์สที่ครบกำหนดอายุใกล้ที่สุดก่อนและมีระยะเวลาก่อนครบกำหนดส่งมอบไม่เป็นศูนย์

ตารางที่ 1: ลักษณะข้อมูลของสัญญาฟิวเจอร์ส

	ประเภทของสัญญาฟิวเจอร์ส	
	50 Baht Gold Futures	10 Baht Gold Futures
ช่วงเวลาการซื้อขายของสัญญา	2 ก.พ. 52 - 27 มิ.ย. 56	2 ส.ค. 53 - 27 มิ.ย. 56
เดือนส่งมอบ	2,4,6,8,10,12	2,4,6,8,10,12
ช่วงเวลาของข้อมูล	3 ก.พ. 52 - 26 มิ.ย. 56	3 ส.ค. 53 - 26 มิ.ย. 56
จำนวนข้อมูล	1,072	711
จำนวนสัญญา	27	18

โดยข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการศึกษาทั้งหมดจำเป็นต้องตรวจสอบคุณสมบัติความนิ่งของข้อมูล (Stationary) ด้วยวิธีการ Augmented Dickey-Fuller (ADF) tests ซึ่งพบว่าข้อมูลทุกตัวมีลักษณะนิ่ง (ตารางที่ 2)

ตารางที่ 2: ผลการทดสอบ Unit Root

ประเภทของสัญญาฟิวเจอร์ส	Vol	R	m	q	o	dc	RS
50 Baht Gold Futures	-7.5483	-32.9759	-9.0857	-7.1782	-4.7045	-16.9430	-34.2632
10 Baht Gold Futures	-5.8247	-27.9745	-7.3048	-5.2155	-3.5074	-17.3426	-28.2610

วิธีการวิจัย

การวิจัยครั้งนี้จะทำการวิเคราะห์ปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของ Gold Futures โดยการใช้แบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณและแบบจำลอง GARCH

การวิเคราะห์ความผันผวนของ Gold Futures โดยแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ

ในการวัดความผันผวนของผลตอบแทนของ Gold Futures ในแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณจะพิจารณาจากค่าสัมบูรณ์ของผลตอบแทน นั่นคือ

$$Vol_t = 100 * |R_t|;$$

โดย R_t แทนผลตอบแทนของสัญญาฟิวเจอร์ส ณ เวลา t ซึ่งหามาจากผลตอบแทนแบบต่อเนื่อง, $R_t = \ln\left(\frac{F_t}{F_{t-1}}\right)$, ซึ่งมีคุณสมบัติ Symmetric และ Time Additive (Hudson & Gregoriou, 2010) ส่วน F_t และ F_{t-1} แทนราคาที่ใช้ชำระราคาของสัญญาฟิวเจอร์ส ณ เวลา t และ $t-1$ จะเห็นได้ว่า การคำนวณหา R_t เป็นการเปรียบเทียบราคาที่ใช้ชำระราคาของสัญญาฟิวเจอร์สดังนั้นควรใช้ข้อมูลที่มาจากสัญญาชุดเดียวกันด้วย

ทั้งนี้ แบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณมีรายละเอียดดังนี้

$$Vol_t = a_0 + a_1m_t + a_2q_t + a_3o_t + e_t; \tag{7}$$

เมื่อ Vol_t แทนความผันผวนของผลตอบแทนของ Gold Futures ณ เวลา t

a_k แทนค่าพารามิเตอร์; $k = 0,1,2,3$

m_t แทนระยะเวลาก่อนครบกำหนดของ Gold Futures ณ เวลา t

q_t แทนปริมาณการซื้อขายของ Gold Futures ณ เวลา t

o_t แทนสถานะคงค้างของ Gold Futures ณ เวลา t

e_t แทนความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t ซึ่งมีข้อสมมติว่า $e_t \sim N(0, \sigma^2)$
 โดยที่ $E(e_t) = 0, E(e_t^2) = \sigma^2$ และ $Cov(e_{it}, e_{jt}) = E(e_{it}, e_{jt}) = 0; ti \neq tj$
 รวมทั้งตัวแปรอิสระจะต้องไม่มีความสัมพันธ์กับตัวคลาดเคลื่อน

ซึ่งการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาด้วยแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณข้างต้นจำเป็นต้องมีการทดสอบคุณสมบัติเบื้องต้นต่างๆ ได้แก่ ปัญหา Multicollinearity โดยพิจารณาเมตริกสหสัมพันธ์ ปัญหา Autocorrelation โดยใช้ 2 วิธี คือ การทดสอบด้วย Durbin-Watson Test และการทดสอบด้วย Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test และปัญหา Heteroskedasticity ด้วยวิธีการ White's Heteroskedasticity Test

การวิเคราะห์ความผันผวนของ Gold Futures โดยแบบจำลอง GARCH

จะเห็นได้ว่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณพิจารณาความผันผวนของผลตอบแทนสัญญาฟิวเจอร์สจากค่าสัมบูรณ์ของผลตอบแทน ในขณะที่แบบจำลอง GARCH จะอธิบายความผันผวนของผลตอบแทนของสัญญาฟิวเจอร์สโดยการพิจารณาจากความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไขว่าเป็นฟังก์ชันที่นอกจากจะขึ้นอยู่กับความคลาดเคลื่อนในอดีต ยังขึ้นอยู่กับความแปรปรวนของตัวเองในอดีตด้วย โดยสามารถเขียนแบบจำลอง GARCH ในรูปสมการ ดังนี้

$$R_t = \lambda_0 + \lambda_1 R_{t-1} + \varepsilon_t; \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{8}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + b_1 m_t + b_2 q_2 + b_3 o_t; \tag{9}$$

- เมื่อ R_t แทนผลตอบแทนของ Gold Futures ณ เวลา t
- λ_0 แทนค่าพารามิเตอร์
- λ_1 แทนค่าพารามิเตอร์ ; $|\lambda_1| < 1$
- h_t แทนความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข (เป็นตัวแทนความผันผวนของ Gold Futures) ณ เวลา t
- α_0 แทนค่าพารามิเตอร์ ; $\alpha_0 > 0$
- α_1 แทนค่าพารามิเตอร์ของข้อมูลเกี่ยวกับความผันผวนในอดีต ซึ่งวัดจากความคลาดเคลื่อนในอดีตยกกำลังสอง (ARCH term) ; $\alpha_1 \geq 0$
- β_1 แทนค่าพารามิเตอร์ของค่าพยากรณ์ความแปรปรวนในอดีต (GARCH term) ; $\beta_1 \geq 0$
- b_k แทนค่าพารามิเตอร์ $k = 1, 2, 3$
- m_t แทนระยะเวลาก่อนครบกำหนดของ Gold Futures ณ เวลา t

q_t แทนปริมาณการซื้อขายของ Gold Futures ณ เวลา t

O_t แทนสถานะคงค้างของ Gold Futures ณ เวลา t

ทั้งนี้ ในการกำหนดรูปแบบของสมการค่าเฉลี่ยของผลตอบแทนจะพิจารณาจากค่า ACF และ PACF ซึ่งพบว่าค่า ACF และ PACF ที่ lag 11 เกินออกมานอกช่วงความเชื่อมั่นร้อยละ 95 จึงกำหนดรูปแบบที่เป็นไปได้ คือ AR(11) และ MA(11) แต่เมื่อพิจารณาค่า AIC และ SBC ของ ทั้ง 2 แบบจำลอง พบว่าแบบจำลอง AR(11) ให้ค่าต่ำกว่า จึงสรุปได้ว่ารูปแบบของสมการค่าเฉลี่ยของผลตอบแทนเป็น AR(11) นั่นคือผลตอบแทนในวันนี้มีค่าขึ้นอยู่กับผลตอบแทนในอดีตก่อนหน้า 11 วัน สำหรับสมการความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไข การศึกษานี้ได้ใช้แบบจำลอง GARCH(1,1) ซึ่งเป็นแบบจำลองอย่างง่ายที่สุดที่สามารถอธิบายความผันผวนได้เป็นอย่างดี (Bollerslev, 1987) รวมทั้งมีความเหมาะสมสำหรับข้อมูลอนุกรมเวลาทางการเงินมากกว่าแบบจำลอง GARCH ลำดับอื่น¹ (Zivot, 2008) โดยในแบบจำลอง GARCH (1,1) ความแปรปรวนอย่างมีเงื่อนไขเป็นฟังก์ชันที่ขึ้นอยู่กับความคลาดเคลื่อนในอดีตก่อนหน้า 1 วัน และความแปรปรวนของตัวมันเองในอดีตก่อนหน้า 1 วัน ทั้งนี้ ค่าความแปรปรวนร่วมมีลักษณะนิ่ง (Covariance Stationary) ก็ต่อเมื่อ $\alpha_1 + \beta_1 < 1$

การวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมเป็นลบ

งานของ Bessembinder et al. (1996) ได้พิสูจน์ว่า Samuelson Hypothesis จะเป็นจริงได้ ถ้าความแปรปรวนร่วมระหว่างผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีและการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิงมีค่าเป็นลบ, $COV(u_t, \Delta S_t) < 0$ โดยต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิงมีค่าเท่ากับ $C_t = \frac{\ln F_t - \ln S_t}{TTM_t}$ เมื่อ F_t แทนราคาฟิวเจอร์ส ณ เวลา t , S_t แทนราคาสำหรับการซื้อขายทันที ณ เวลา t และ TTM_t แทนระยะเวลาก่อนครบกำหนด ณ เวลา t ในที่นี้จึงทำการประมาณค่าความแปรปรวนร่วมระหว่างผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีและการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิงด้วยสมการถดถอยเชิงเส้น ดังเช่นงานของ Duong and Kalev (2008) โดยมีรายละเอียดดังนี้

$$dc_t = \gamma_0 + \gamma_1 RS_t + e_t; \quad (10)$$

เมื่อ dc_t แทนการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิง ณ เวลา

$$t; dc_t = C_t + C_{t-1}$$

γ_k แทนค่าพารามิเตอร์ $k = 0, 1$

¹ อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาแบบจำลอง GARCH(p,q) ลำดับอื่น ($1 \leq p, q \leq 3$) เพื่ออธิบายความผันผวนของผลตอบแทน Gold Futures พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของ ARCH terms และ GARCH terms ลำดับที่มากกว่า 1 มีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

$$RS_t \text{ แทนผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันที ณ เวลา } t, RS_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right)$$

e_t แทนความคลาดเคลื่อนสุ่ม ณ เวลา t ซึ่งมีข้อสมมติว่า $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ โดยที่ $E(e_t) = 0, E(e_t^2) = \sigma^2$ และ $Cov(e_{it}, e_{jt}) = E(e_{it}, e_{jt}) = 0; ti \neq tj$ รวมทั้งตัวแปรอิสระจะต้องไม่มีความสัมพันธ์กับตัวคลาดเคลื่อน

ผลการศึกษา

สำหรับการวิเคราะห์ปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของ 50 Baht Gold Futures และ 10 Baht Gold Futures ที่ซื้อขายใน TFEX โดยการใช้แบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณและแบบจำลอง GARCH นั้น ก่อนการประมาณค่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณจำเป็นต้องมีการทดสอบคุณสมบัติเบื้องต้นต่างๆ โดยการตรวจสอบปัญหา Multicollinearity จากการพิจารณาค่าเมตริกสหสัมพันธ์ พบว่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรอิสระแต่ละคู่มีค่าไม่เกิน 0.8 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าปัญหา Multicollinearity ไม่เกิดขึ้น อย่างไรก็ตาม เมื่อพิจารณาค่า สถิติ DW พบว่ามีค่าน้อยกว่า D_L และจากการทดสอบด้วย Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test พบว่าค่า nR^2 มีค่ามากกว่า $\chi^2_{(0.05,36)}$ ดังนั้นการทดสอบทั้ง 2 วิธีจึงยืนยันว่าสมการถดถอยมีปัญหา Autocorrelation นอกจากนี้เมื่อทดสอบด้วยวิธี White’s Heteroskedasticity Test พบว่าค่าสถิติ nR^2 มีค่ามากกว่า $\chi^2_{(0.05,6)}$ แสดงว่ามีปัญหา Heteroskedasticity ดังนั้นจึงสรุปได้ว่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณพบทั้งปัญหา Autocorrelation และปัญหา Heteroskedasticity การศึกษาครั้งนี้จึงได้ใช้ Newey-West Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Procedure โดยมีผลการประมาณค่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณดังรายละเอียดต่อไปนี้

ผลการวิเคราะห์ความผันผวนของ Gold Futures โดยแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ

ผลการประมาณค่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ แสดงดังตารางที่ 3

ตารางที่ 3: ผลการประมาณค่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ

Variable	50 Baht Gold Futures		10 Baht Gold Futures	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
C	0.788531	0.0000	0.767953	0.0000
m	-0.004846	0.0035	-0.006565	0.0086
q	0.205296	0.0000	0.144082	0.0000
o	-0.078697	0.0000	-0.076433	0.0000

ตารางที่ 3: (ต่อ)

Variable	50 Baht Gold Futures		10 Baht Gold Futures	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
R-squared		0.238731		0.241775
F-statistic		111.6401		75.14676
Prob(F-statistic)		0.000000		0.000000

จากตารางที่ 3 ในกรณีของ 50 Baht Gold Futures พบว่าแบบจำลองให้ค่า R^2 เท่ากับ 0.238731 แสดงว่าตัวแปรอิสระทั้งหมด อันได้แก่ ระยะเวลาก่อนครบกำหนด (m) ปริมาณการซื้อขาย (q) และสถานะคงค้าง (o) สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนของผลตอบแทนของ 50 Baht Gold Futures ได้ร้อยละ 23.8731 และเมื่อพิจารณาค่า F-statistic ซึ่งใช้ในการทดสอบสมมติฐานที่ว่าค่าพารามิเตอร์ทุกตัวมีค่าเท่ากับศูนย์ ($a_1 = a_2 = a_3 = 0$) ผลปรากฏว่าค่า F-statistic เท่ากับ 111.6401 และ Prob (F-statistic) เท่ากับ 0.0000 แสดงว่าค่าพารามิเตอร์ทุกตัวมีค่าแตกต่างไปจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 โดยในส่วนของสัมประสิทธิ์ของระยะเวลาก่อนครบกำหนดมีค่าเท่ากับ -0.004846 และค่า P-value เท่ากับ 0.0035 หมายความว่า ระยะเวลาก่อนครบกำหนดมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 50 Baht Gold Futures อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่ายิ่งเข้าใกล้วันครบกำหนด ค่าความผันผวนจะมากขึ้น เป็นไปตาม Samuelson Hypothesis สำหรับสัมประสิทธิ์ของปริมาณการซื้อขายมีค่าเท่ากับ 0.205296 และค่า P-value เท่ากับ 0.0000 หมายความว่า ปริมาณการซื้อขายมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 50 Baht Gold Futures อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ในส่วนของสัมประสิทธิ์ของสถานะคงค้างพบว่ามีค่าเท่ากับ -0.078697 และค่า P-value เท่ากับ 0.0000 หมายความว่า สถานะคงค้างมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 50 Baht Gold Futures อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

สำหรับกรณี 10 Baht Gold Futures พบว่าแบบจำลองให้ค่า R^2 เท่ากับ 0.241775 แสดงว่าตัวแปรอิสระทั้งหมด (m,q,o) สามารถอธิบายการเปลี่ยนแปลงของความผันผวนของผลตอบแทนของ 10 Baht Gold Futures ได้ร้อยละ 24.1775 และเมื่อพิจารณาค่า F-statistic มีค่าเท่ากับ 75.14676 และ Prob (F-statistic) เท่ากับ 0.0000 แสดงว่าค่าพารามิเตอร์ทุกตัวมีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 และเมื่อพิจารณาสัมประสิทธิ์ของระยะเวลาก่อนครบกำหนดพบว่ามีค่าเท่ากับ -0.006565 และค่า P-value เท่ากับ 0.0086 หมายความว่า ระยะเวลาก่อนครบกำหนดมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 10 Baht

Gold Futures อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 แสดงว่ายิ่งเข้าใกล้วันครบกำหนด ค่าความผันผวนจะมากขึ้น เป็นไปตาม Samuelson Hypothesis สำหรับสัมประสิทธิ์ของปริมาณการซื้อขายมีค่าเท่ากับ 0.144082 และค่า P-value เท่ากับ 0.0000 หมายความว่า ปริมาณการซื้อขายมีความสัมพันธ์เป็นบวกกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 10 Baht Gold Futures อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ในส่วนของสัมประสิทธิ์ของสถานะคงค้างพบว่า มีค่าเท่ากับ -0.076433 และค่า P-value เท่ากับ 0.0000 นั่นคือสถานะคงค้างมีความสัมพันธ์เป็นลบกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 10 Baht Gold Futures อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99

ผลการวิเคราะห์ความผันผวนของ Gold Futures โดยแบบจำลอง GARCH

แบบจำลอง GARCH จัดได้ว่ามีความเหมาะสมในการอธิบายลักษณะความผันผวนของข้อมูลอนุกรมเวลาของผลตอบแทนสินทรัพย์ทางการเงิน ซึ่งมักมีลักษณะของความผันผวนแบบเกาะกลุ่มไปด้วยกัน (Volatility Clustering) นั่นคือ เมื่อมีการเปลี่ยนแปลงของราคามาก (น้อย) ก็จะมีแนวโน้มว่าจะเกิดการเปลี่ยนแปลงของราคามาก (น้อย) ตามมาเช่นกัน แต่เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาด้านการเงินมักมีรูปแบบไม่ปกติ ในที่นี้จึงใช้วิธี Quasi Maximum Likelihood (QML) เพื่อใช้ในการประมาณค่าความแปรปรวนร่วม ที่ทำให้ได้ค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานคงเส้นคงวา แต่ตัวประมาณค่าพารามิเตอร์ยังคงไม่เปลี่ยนแปลง² โดยผลการประมาณค่าแบบจำลอง AR(11)-GARCH(1,1) แสดงดังตารางที่ 4

ตารางที่ 4: ผลการประมาณค่าแบบจำลอง AR(11)-GARCH(1,1)

	50 Baht Gold Futures		10 Baht Gold Futures	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
C	4.70E-05	0.8355	-5.96E-05	0.6880
AR(11)	0.004989	0.8936	0.003119	0.9483
Variance Equation				
C	7.48E-05	0.0000	4.92E-05	0.0000
ARCH(1)	0.149985	0.0000	0.149995	0.0009
GARCH(1)	0.599982	0.0000	0.601838	0.0000
m	-1.25E-06	0.0000	-9.28E-07	0.0000

² ทั้งนี้ ตัวประมาณค่าที่ได้จาก QML จะ Consistent แต่ไม่ Asymptotically Efficient โดยระดับของความไม่ประสิทธิภาพจะเพิ่มขึ้นตามการแจกแจงที่ออกห่างจากรูปแบบปกติ อย่างไรก็ตาม ผลการวิเคราะห์ยังคงเหมือนเดิมถึงแม้ว่าจะสมมติให้ตัวคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงเป็นแบบ Student-t หรือ Generalized Error Distribution

ตารางที่ 4: (ต่อ)

	50 Baht Gold Futures		10 Baht Gold Futures	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
q	9.01E-06	0.0000	6.59E-06	0.0000
o	-3.53E-06	0.0000	-2.27E-06	0.0000
Wald Test $H_0: \alpha_1 + \beta_1 \geq 1$				
t-Statistic		-7.9270		-6.3726
		(Prob. = 0.0000)		(Prob. = 0.0000)
Ljung-Box Q Test				
Q(36)		35.617		27.433
		(Prob. = 0.439)		(Prob. = 0.815)
Q ² (36)		14.365		12.046
		(Prob. = 0.999)		(Prob. = 1)
LM ARCH Test				
LM ARCH(5)		0.495		0.568
		(Prob. = 0.992)		(Prob. = 0.989)

ทั้งนี้ ก่อนที่จะทำการแปลผลของแบบจำลองต้องทำการตรวจสอบความเหมาะสมของแบบจำลอง โดยการตรวจสอบว่าความคลาดเคลื่อนมาตรฐาน (Standardized Residuals) ว่าเกิดปัญหา Autocorrelation และปัญหา Heteroskedasticity หรือไม่ ซึ่งจากการพิจารณา Ljung-Box Q-Statistics ของ Standardized Residuals ที่ lag = 36 พบว่าในกรณีของ 50 Baht Gold Futures มีค่าเท่ากับ 35.617 (Prob. = 0.439) และกรณีของ 10 Baht Gold Futures มีค่าเท่ากับ 27.433 (Prob. = 0.815) จึงแสดงว่าไม่มีปัญหา Serial Correlation นอกจากนี้จากการพิจารณา Ljung-Box Q-Statistics ของ Standardized Squared Residuals ที่ lag = 36 และการทดสอบ LM Test ที่ lag = 5 พบว่าในกรณีของ 50 Baht Gold Futures มีค่า $Q^2(36) = 14.365$ (Prob. = 0.999) และค่า LM Statistics เท่ากับ 0.495 (Prob. = 0.992) ในขณะที่กรณีของ 10 Baht Gold Futures มีค่า $Q^2(36) = 12.046$ (Prob. = 1) และค่า LM Statistics เท่ากับ 0.568 (Prob. = 0.989) แสดงให้เห็นว่าไม่มี ARCH Effect ใน Standardized Residuals ดังนั้นแบบจำลอง AR(11)-GARCH(1,1) จึงมีความเหมาะสมในการวิเคราะห์ความผันผวนของ Gold Futures ทั้ง 2 ประเภท

จากตารางที่ 4 ผลการประมาณค่าแบบจำลอง AR(11)-GARCH(1,1) ในกรณีของ 50 Baht Gold Futures พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของ ARCH Term (α_1) เท่ากับ 0.149985 และ GARCH Term (β_1) เท่ากับ 0.599982 โดยค่าสัมประสิทธิ์ทั้งสองมีค่ามากกว่าศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 เมื่อพิจารณาผลรวมของค่าสัมประสิทธิ์ทั้งสอง พบว่ามีค่าเท่ากับ 0.749967 ซึ่งแสดงถึงระดับความเหน็ด (Persistence) ในความผันผวนที่ค่อนข้างสูง โดยค่าของผลรวมยิ่งเข้าใกล้ 1 จะหมายถึงผลตอบแทนในวันนี้ส่งผลต่อการพยากรณ์ความผันผวนในอนาคตเพิ่มขึ้น ทั้งนี้ การที่ผลรวมของค่าสัมประสิทธิ์ทั้งสองน้อยกว่า 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 แสดงว่ากระบวนการความผันผวน (Volatility Process) มีความแปรปรวนร่วมที่มีลักษณะนิ่ง (Covariance Stationary) ไม่เปลี่ยนแปลง (Stable) และในที่สุดแล้วค่าความผันผวนจะกลับสู่ค่าเฉลี่ยเสมอ (Mean Reverting) ซึ่งแสดงว่าข้อมูลขณะนี้ไม่ส่งผลต่อการคาดการณ์ความผันผวนในอนาคต

สำหรับค่าสัมประสิทธิ์ของระยะเวลาก่อนครบกำหนด ปริมาณการซื้อขาย และสถานะคงค้าง พบว่ามีค่าเท่ากับ -0.00000125, 0.00000901, และ -0.00000353 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 โดยระยะเวลาก่อนครบกำหนดมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 50 Baht Gold Futures แสดงว่ายิ่งเข้าใกล้วันครบกำหนด ค่าความผันผวนจะเพิ่มขึ้น เป็นไปตาม Samuelson Hypothesis สำหรับความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณการซื้อขายและความผันผวนของผลตอบแทนพบว่าเป็นไปในทิศทางเดียวกัน นั่นคือเมื่อปริมาณซื้อขายเพิ่มขึ้น ทำให้โอกาสที่จะเกิดการเปลี่ยนแปลงของราคาเพิ่มขึ้น ความผันผวนจึงเพิ่มขึ้นตามไปด้วย ในขณะที่สถานะคงค้างแปรผกผันกับความผันผวนของผลตอบแทน โดยสถานะคงค้างเพิ่มขึ้น ทำให้ลดความกดดันด้านราคาลงเมื่อมีข้อมูลใหม่จากการซื้อขาย ความผันผวนจึงลดลง

ในส่วนของ 10 Baht Gold Futures ผลการประมาณค่าแบบจำลอง AR(11)-GARCH(1,1) จากตารางที่ 4 พบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของ ARCH Term (α_1) เท่ากับ 0.149995 และค่าสัมประสิทธิ์ของ GARCH Term (β_1) เท่ากับ 0.601838 ซึ่งมีค่ามากกว่าศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 และเมื่อพิจารณาผลรวมของค่าสัมประสิทธิ์ทั้งสอง พบว่ามีค่าเท่ากับ 0.751833 ซึ่งแสดงถึงความเหน็ดในความผันผวนอยู่ในระดับค่อนข้างสูง และ มากกว่าในกรณีของ 50 Baht Gold Futures เพียงเล็กน้อย ทั้งนี้ ผลรวมของค่าสัมประสิทธิ์ทั้งสองน้อยกว่า 1 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 แสดงว่ากระบวนการความผันผวนมีความแปรปรวนร่วมที่มีลักษณะนิ่ง ไม่เปลี่ยนแปลง และในที่สุดแล้วค่าความผันผวนจะกลับสู่ค่าเฉลี่ยเสมอ

สำหรับค่าสัมประสิทธิ์ของระยะเวลาก่อนครบกำหนด ปริมาณการซื้อขาย และสถานะคงค้าง พบว่ามีค่าเท่ากับ -0.000000928, 0.00000659, และ -0.00000227 ตามลำดับ ซึ่งมีค่าแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับความเชื่อมั่นที่ร้อยละ 99 โดยระยะเวลาก่อนครบกำหนดแปรผกผันกับความผันผวนของผลตอบแทนของ 10 Baht Gold Futures เป็นไปตาม Samuelson Hypothesis

สำหรับความสัมพันธ์ระหว่างปริมาณการซื้อขายและความผันผวนของผลตอบแทนพบว่าเป็นไปในทิศทางเดียวกัน ในขณะที่สถานะคงค้างแปรผกผันกับความผันผวนของผลตอบแทน

จะเห็นได้ว่า ผลการประมาณค่าแบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณและแบบจำลอง GARCH เป็นไปในทิศทางเดียวกัน นั่นคือ ค่าความผันผวนของผลตอบแทนของ Gold Futures ทั้ง 2 ประเภท จะเพิ่มขึ้น เมื่อสัญญาเข้าใกล้วันครบกำหนด มีปริมาณการซื้อขายสัญญาเพิ่มขึ้น และสถานะคงค้างของสัญญาลดลง นอกจากนี้ผลการศึกษาจากทั้ง 2 แบบจำลองแสดงให้เห็นว่าเมื่อเปรียบเทียบปัจจัยอันได้แก่ ระยะเวลาก่อนครบกำหนด ปริมาณการซื้อขาย และสถานะคงค้าง พบว่าปัจจัยด้านปริมาณการซื้อขายสามารถอธิบายค่าความผันผวนของผลตอบแทนของ Gold Futures ทั้ง 2 ประเภท ได้ดีที่สุด รองลงมา คือ สถานะคงค้าง และระยะเวลาก่อนครบกำหนด ตามลำดับ

ผลการวิเคราะห์ความแปรปรวนร่วมเป็นลบ

สำหรับในส่วนของการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิงและผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีนั้น ก่อนการวิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาจำเป็นต้องมีการทดสอบคุณสมบัติเบื้องต้นต่างๆ เช่นกัน โดยผลการทดสอบพบว่าแบบจำลองมีเพียงปัญหา Autocorrelation ดังนั้นในการศึกษาคั้งนี้จึงใช้ Newey-West Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Procedure ดังแสดงผลการประมาณค่าในตารางที่ 5

ตารางที่ 5: ผลการประมาณค่าแบบจำลอง เพื่อทดสอบ “Negative Covariance” Hypothesis

Variable	50 Baht Gold Futures		10 Baht Gold Futures	
	Coefficient	Prob.	Coefficient	Prob.
C	6.92E-06	0.6767	6.54E-06	0.7698
RS	-0.010219	0.00015	-0.010327	0.0086

จากตารางที่ 5 พบความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิงและผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีเป็นลบใน Gold Futures ทั้ง 2 ประเภท จึงช่วยสนับสนุน Samuelson Hypothesis

สรุปและข้อเสนอแนะ

งานวิจัยเชิงประจักษ์ที่ผ่านมาพบความผันผวนของราคาฟิวเจอร์สเพิ่มมากขึ้น เมื่อเข้าใกล้วันครบกำหนด เป็นไปตาม Samuelson Hypothesis ในตลาดสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าเกษตรพลังงาน และโลหะมากกว่าตราสารทางการเงิน ซึ่งที่ผ่านมาในการทดสอบ Samuelson Hypothesis

สำหรับตลาดฟิวเจอร์สในประเทศไทย พบว่ามีงานของ Dolsutham *et al.*, 2011 เท่านั้นที่ได้ศึกษาในกรณีของ SET50 Index Futures แต่สำหรับ Gold Futures ที่จัดได้ว่ามีสภาพคล่องและเริ่มเปิดให้มีการซื้อขายก่อนสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าโภคภัณฑ์ประเภทอื่นยังไม่ได้มีการศึกษา อีกทั้งสัญญาที่ซื้อขายใน TFXE มีการกำหนดอัตราหลักประกันการซื้อขายสัญญาฟิวเจอร์สประเภทเดียวกันเท่ากัน ถึงแม้จะมีวันครบกำหนดส่งมอบแตกต่างกัน ซึ่งไม่เหมือนกับ AFET ที่มีการกำหนดอัตราหลักประกันแบบเฉพาะด้านซื้อหรือด้านขายให้เพิ่มขึ้นสำหรับสัญญาซื้อขายล่วงหน้าสินค้าเกษตรที่เข้าใกล้วันทำการสุดท้ายของเดือนที่ครบกำหนดส่งมอบ ดังนั้นงานวิจัยครั้งนี้จึงได้เลือกทำการศึกษาปัจจัยที่กำหนดความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้าที่มีการซื้อขายใน TFXE ซึ่งไม่เพียงแต่เป็นการทดสอบ Samuelson Hypothesis เท่านั้น ยังรวมไปถึงการศึกษาผลกระทบของปริมาณซื้อขายและสถานะคงค้างที่มีต่อความผันผวนของราคาทองคำล่วงหน้า

ผลการศึกษาโดยใช้แบบจำลองถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ และแบบจำลอง GARCH เป็นไปในทิศทางเดียวกัน นั่นคือ ความผันผวนของผลตอบแทน Gold Futures ทั้งประเภท 50 Baht Gold Futures และ 10 Baht Gold Futures จะมากขึ้น เมื่อ (1) เข้าใกล้วันครบกำหนดอายุ (2) ปริมาณซื้อขายมากขึ้น และ (3) สถานะคงค้างลดลง โดยที่ปัจจัยด้านปริมาณซื้อขายสามารถอธิบายค่าความผันผวนของผลตอบแทนของ Gold Futures ได้ดีที่สุด รองลงมา คือ สถานะคงค้าง และระยะเวลาก่อนครบกำหนดตามลำดับ นอกจากนี้ยังพบความสัมพันธ์ระหว่างการเปลี่ยนแปลงต้นทุนในการถือครองสินทรัพย์อ้างอิงและผลตอบแทนสำหรับการซื้อขายทันทีเป็นลบ ซึ่งเป็นการช่วยสนับสนุนถึง Samuelson Hypothesis ดังนั้นนักลงทุนจึงควรให้ความสนใจกับปัจจัยทั้งในส่วนของระยะเวลาก่อนครบกำหนดอายุ ปริมาณซื้อขาย และสถานะคงค้าง ซึ่งมีความสำคัญต่อการคาดการณ์ราคาทองคำในอนาคต และในส่วนของผู้บริหารความเสี่ยงก็ควรต้องปรับอัตราประกันความเสี่ยงให้มีความเหมาะสมตามการเปลี่ยนแปลงของความผันผวน โดยในตลาดซื้อขายทองคำล่วงหน้า ซึ่งเป็นไปตาม Samuelson Hypothesis ผู้บริหารความเสี่ยงควรต้องเปลี่ยนไปถือสัญญาที่วันครบกำหนดยังอยู่ไกลออกไป มิฉะนั้นการถือสัญญาที่ใกล้หมดอายุจะทำให้พบกับความผันผวนมากขึ้น รวมทั้งควรตรวจสอบดูปริมาณซื้อขายและสถานะคงค้างของสัญญาด้วย เพราะสัญญาที่มีการซื้อขายมากขึ้น และมีสถานะคงค้างลดลง ย่อมส่งผลให้ความผันผวนมากขึ้น จึงจำเป็นต้องมีผลตอบแทนเพื่อชดเชยความเสี่ยงที่มากขึ้นตามไปด้วย นอกจากนี้ในตลาด TFXE ที่มีการกำหนดอัตราหลักประกันการซื้อขาย Gold Futures ประเภทเดียวกันเท่ากัน ทั้งๆ ที่มีระยะเวลาครบกำหนดอายุแตกต่างกัน แต่ผลการศึกษานี้ชี้ให้เห็นว่า Gold Futures ที่ใกล้ครบกำหนดอายุจะมีความผันผวนมากขึ้น ดังนั้นสำนักหักบัญชีที่ทำหน้าที่ในการกำหนดอัตราหลักประกันควรต้องให้ความสนใจในการกำหนดอัตราหลักประกันแตกต่างกันใน Gold Futures ที่เหลือเวลาครบกำหนดอายุแตกต่างกัน โดยมีการเก็บอัตราหลักประกันที่มากกว่าโดย

เปรียบเทียบสำหรับ Gold Futures ที่ใกล้ครบกำหนดอายุ รวมทั้งการเพิ่มอัตราหลักประกัน หากพบว่า Gold Futures มีปริมาณซื้อขายมากขึ้น และสถานะคงค้างลดลง สำหรับการวิจัยในอนาคตควรวิเคราะห์จากข้อมูลของแต่ละสัญญาที่มีวันครบกำหนดอายุในเดือนในเดือนหนึ่งเท่านั้น โดยไม่มีการนำข้อมูลของสัญญาที่ครบกำหนดเดือนอื่นมาเรียงต่อ เพื่อเป็นการยืนยันผลการศึกษาคั้งครั้งหนึ่ง

เอกสารอ้างอิง

- Bessembinder, H., Coughenour, J. F., Seguin, P. J., & Smeller, M. M. (1996). Is There a Term Structure of Futures Volatilities? Reevaluating the Samuelson Hypothesis. *The Journal of Derivatives*, 4(2), 45-58.
- Bollerslev, T. (1987). A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. *The Review of Economics and Statistics*, 69(3), 542-547.
- Chen, Y.-J., Duan, J.-C., & Hung, M.-W. (1999). Volatility and Maturity Effects in the Nikkei Index Futures. *The Journal of Futures Markets*, 19(8), 895-909.
- Daal, E., & Farhat, J. (2004). Does Futures Exhibit Maturity Effect? New Evidence from an Extensive Set of US and Foreign Futures Contracts. Retrieved January 1, 2014 from http://scholarworks.uno.edu/econ_wp/22.
- Dolsutham, O., Payattikul, P., Yanwaree, S., & Tharavanij, P. (2011). Volatility of SET50 Index Futures and Samuelson Hypothesis. *Nida Business Journal*, 9, 71-103. (In Thai)
- Duong, H. N., & Kalev, P. S. (2008). The Samuelson Hypothesis in Futures Markets: An Analysis Using Intraday Data. *Journal of Banking & Finance*, 32(4), 489-500.
- Feng, W., & Chuan-zhe, L. (2008). Determinants of the Volatility of Futures Markets Price Returns: The Case of Chinese Wheat Futures. *International Conference on Management Science & Engineering (15th)*. Long Beach, CA.
- Gurrola, P., & Herreras, R. (2010). Inverse Maturity Effects in Short-Term Interest Rate Futures Markets. *Instituto Tecnológico Autónomo De México Working Papers*.
- Herbert, J. H. (1995). Trading Volume, Maturity and Natural Gas Futures Price Volatility. *Energy Economics*, 17(4), 293-299.
- Hudson, R., & Gregoriou, A. (2010). Calculating and Comparing Security Returns is Harder than you Think: A Comparison between Logarithmic and Simple Returns. Retrieved January 1, 2014 from <http://ssrn.com/abstract=1549328>.

- Karali, B., Dorfman, J. H., & Thurman, W. N. (2009). Does Futures Price Volatility Differ Across Delivery Horizon. *Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*. St. Louis, MO.
- _____, & Thurman, W. N. (2010). Components of Grain Futures Price Volatility. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 35(2), 167-182.
- Kuo, W.-H., Hsu, H., & Chiang, C.-Y. (2005). Price Volatility, Trading Activity and Market Depth: Evidence from Taiwan and Singapore Taiwan Stock Index Futures Markets. *Asia Pacific Management Review*, 10(1), 131-143.
- Madarassy Akin, R. (2003). Maturity Effects in Futures Markets: Evidence from Eleven Financial Futures Markets. *UC Santa Cruz Economics Working Paper No. 03-6*.
- Pati, P. C. (2006). Maturity and Volume Effects on the Volatility: Evidences from NSE Fifty Futures. *10th Capital Markets Conference, Indian Institute of Capital Markets Paper*.
- Ripple, R. D., & Moosa, I. A. (2009). The Effects of Maturity, Trading Volume, and Open Interest on Crude Oil Futures Price Range-Based Volatility. *Global Finance Journal*, 20(3), 209-219.
- Samuelson, P. A. (1965). Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. *Industrial Management Review*, 6(2), 41-49.
- Xin, Y., Chen, G., & Firth, M. (2005). The Determinants of Price Volatility in China's Commodity Futures Markets. *China Accounting and Finance Review*, 7(1), 124-145.
- Zivot, E. (2008). Practical Issues in the Analysis of Univariate GARCH Models. *University of Washington Working Papers*.