อัตราแลกเปลี่ยนของไทยในยุคสมัยใหม่: อัตราแลกเปลี่ยนลอยตัว
Exchange Rate of Thailand in the Modern Era: Floating Exchange Rate

*สุรชัย จันทร์จรัส**
*ชาติชาย แก่นจัด***
*นภัสนันท์ บรัศไพบูลย์***

บทคัดย่อ

งานวิจัยชิ้นนี้เป็นการศึกษาการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราระหว่างเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เงินเยน และเงินยูโร ภายหลังจากที่ประเทศไทยเปลี่ยนมาใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว โดยใช้แบบจำลอง Sticky price monetary model วิเคราะห์อัตราแลกเปลี่ยน ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย ส่วนต่างการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อ และระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ โดยทำการศึกษาระหว่างเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 - ธันวาคม พ.ศ. 2554 วิธีการศึกษาแบ่งเป็น 2 ส่วน ส่วนแรกทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลโดยใช้วิธีการทดสอบ Unit root ของ Zivot และ Adrews (1992) ผลการทดสอบ คือ ตัวแปรในแบบจำลองมีทั้ง Stationary at level, First difference และ Second difference ทำให้ทราบถึงช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรแต่ละตัว ในส่วนที่สองเป็นการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรโดยใช้วิธีการทดสอบ Cointegration ที่นำเสนอโดย Gregory และ Hansen (1996) ผลการทดสอบพบว่ากรณีค่าเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ มีความสัมพันธ์ในระยะยาวและตัวแปรในแบบจำลองมีนัยสำคัญทุกตัว โดยช่วงเวลาที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือช่วงเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2543 ส่วนกรณีค่าเงินบาทต่อเงินเยนมีความสัมพันธ์ในระยะยาว แต่มีเพียงตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่มีนัยสำคัญและไม่เป็นไปตามทฤษฎี โดยช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือช่วงเดือนตุลาคม พ.ศ. 2550 กรณีสุดท้ายค่าเงินบาทต่อยูโร ผลการศึกษาพบว่าไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว

คำสำคัญ: อัตราแลกเปลี่ยน ยุคสมัยใหม่ ประเทศไทย

*ผู้ช่วยศาสตราจารย์ สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ คณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยขอนแก่น E-mail: csurac@kku.ac.th
**นักศึกษาสาขาเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต คณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยขอนแก่น

Abstract

The objective of this study was to study the movement of Baht exchange rate towards international currency exchange such as US Dollar, Yen, and Euro under structural break after Thailand has used floating exchange rate system. Sticky price monetary model was used to analyze the data of exchange rate, relative money supply, interest rate differential, expected inflation differential and relative income from July 1997 to December 2011. At first, the stationary of data was tested by using Unit root test created by Zivot and Andrews (1992). The result showed that the variables in the model had the stationary at level, first and second differences, and it also informed the period starting the change of each variable structure. For the second part, the long run relations of variables in the model were analyzed by Cointegration presented by Gregory and Hansen (1996). The results have shown that in case of Baht Exchange Rate towards US Dollar, there were the long run relations and all variables in the model were significant. However, there was only income variable by comparing having the check mark. The structural changing period was in November 2000. For Baht Exchange Rate towards Yen, there were the relations in a long period, but interest rate spread only was significant and the symbol was not in the line with the theory. The structural changing period was in October 2007. Moreover, in case of Baht Exchange Rate towards Euro, there was no relation in a long period.

Keywords: Exchange Rate, Modern Era, Thailand

บทนำ

ในปัจจุบันการค้าและการลงทุนระหว่างประเทศมีความสำคัญและมีบทบาทมากขึ้นเรื่อยๆ ทำให้แต่ละประเทศให้ความสำคัญกับอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศ โดยอัตราแลกเปลี่ยนทำหน้าที่เป็นสื่อกลางในการทำธุรกรรมระหว่างประเทศ ทั้งการชำระค่าสินค้าหรือการลงทุน หลังจากที่ประเทศไทยประสบวิกฤตเศรษฐกิจในปี พ.ศ. 2539 ซึ่งขณะนั้นประเทศไทยได้ใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบตะกร้าเงินซึ่งจะผูกค่าเงินบาทไว้กับเงินสกุลหลักของโลก ธนาคารแห่งประเทศไทยต้องคอยกำหนดอัตราแลกเปลี่ยน หากค่าเงินบาทต่ำหรือสูงเกินกว่าความเป็นจริง อัตราแลกเปลี่ยนแบบผูกค่าเงินบาทกับเงินสกุลอื่นจะทำให้เงินบาทไม่สะท้อนค่าที่แท้จริง ซึ่งส่งผลกระทบต่อดุลการชำระเงินของประเทศ อีกทั้งธนาคารแห่งประเทศไทยต้องใช้เงินทุนสำรองระหว่างประเทศจำนวนมากเพื่อปกป้องค่าเงินบาทจากการเก็งกำไรและการโจมตีค่าเงินบาทเพื่อให้เงินบาทมีเสถียรภาพ ด้วยวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นจึงทำให้ประเทศไทยมีการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากระบบตะกร้าเงินมาเป็นระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวภายใต้การจัดการ เมื่อวันที่ 2 กรกฎาคม พ.ศ. 2540 โดยอัตราแลกเปลี่ยนจะมีการเคลื่อนไหวตามอุปสงค์และอุปทานของตลาดทำให้ค่าเงินบาทมีความผันผวนมากขึ้น ซึ่งส่งผลกระทบโดยตรงต่อผู้ที่ทำธุรกรรมระหว่างประเทศ เช่น นักลงทุน ผู้นำเข้าและผู้ส่งออก นักเก็งกำไร เป็นต้น รวมถึงภาครัฐที่ต้องติดตามการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนเพื่อรักษาเศรษฐกิจให้มีเสถียรภาพ ทำให้การพยากรณ์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนมีความสำคัญเพื่อให้ผู้ประกอบธุรกิจที่ต้องเกี่ยวข้องกับอัตราแลกเปลี่ยนได้มีตัวช่วยตัดสินใจในการทำธุรกรรมใดๆ โดยให้มีความเสี่ยงน้อยสุด หรือได้ประโยชน์มากที่สุด อีกทั้งการที่ทราบถึงปัจจัยทางเศรษฐกิจที่มีผลต่อการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนจะช่วยให้ภาครัฐฯ สามารถกำหนดนโยบายทางเศรษฐกิจและการเงินได้อย่างถูกต้องเพื่อให้ได้ผลที่ตรงเป้าหมายและมีประสิทธิภาพมากขึ้น ซึ่งจากผลการศึกษาจะช่วยในการคาดการณ์การเปลี่ยนแปลงของอัตราแลกเปลี่ยนและช่วยป้องกันความเสี่ยงที่อาจเกิดขึ้นจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนได้ทันท่วงที

ในระยะหลังตั้งแต่ปี พ.ศ. 2549 เป็นต้นมา ได้เกิดเหตุการณ์ต่างๆ ที่ส่งผลต่อเศรษฐกิจของประเทศไทยและเศรษฐกิจโลกเป็นอย่างมาก โดยเริ่มจากการก่อรัฐประหารที่กระทบต่อความเชื่อมั่นของนักลงทุนต่างชาติและการท่องเที่ยวของประเทศไทย จากนั้นในช่วงปี พ.ศ. 2550 เศรษฐกิจของสหรัฐฯ เริ่มประสบปัญหาสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยสำหรับผู้กู้ด้อยคุณภาพ (Subprime) จนลุกลามกลายเป็นวิกฤตเศรษฐกิจโลกซึ่งส่งผลให้เศรษฐกิจของกลุ่มประเทศสหภาพยุโรป และญี่ปุ่นประสบปัญหาเศรษฐกิจถดถอยในช่วงกลางปี พ.ศ. 2551 รวมถึงค่าเงินยูโรและเงินเยนแข็งค่ามากขึ้น ยิ่งทำให้การส่งออกชะลอตัวลง ซ้ำเติมให้เศรษฐกิจย่ำแย่ยิ่งขึ้น อีกทั้งกลุ่มประเทศสหภาพยุโรปยังประสบปัญหาหนี้สาธารณะที่อยู่ในระดับสูงของประเทศกรีซ ไอร์แลนด์ โปรตุเกส และสเปน โดยเฉพาะกรีซและไอร์แลนด์ที่ยังต้องขอรับความช่วยเหลือด้านการเงินจากสหภาพยุโรปและกองทุนการเงินระหว่างประเทศซึ่งเป็นข้อจำกัดในการฟื้นตัวของเศรษฐกิจของสหภาพยุโรป ในปี พ.ศ. 2554 ช่วงครึ่งปีแรกได้เกิดแผ่นดินไหวและสึนามิขึ้นที่ประเทศญี่ปุ่นส่งผลกระทบเป็นวงกว้างและทำให้เกิดภาวะขาดแคลนวัตถุดิบในห่วงโซ่การผลิตโดยเฉพาะการผลิตในอุตสาหกรรมยานยนต์และอุตสาหกรรมอิเล็กทรอนิกส์ (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2554) นอกจากนี้ยังมีปัญหาความผันผวนของราคาน้ำมันเนื่องมาจากเหตุการณ์ความไม่สงบในตะวันออกกลางที่เป็นแรงกดดันต่ออัตราเงินเฟ้อของประเทศต่างๆ เหตุการณ์ต่างๆ ดังที่ได้กล่าวมาส่งผลกระทบต่อการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศทำให้

อัตราแลกเปลี่ยนเกิดความผันผวน ซึ่งถ้าหากอัตราแลกเปลี่ยนมีความผันผวนมากจะกระทบต่อการค้าระหว่างประเทศ โดยเฉพาะประเทศที่พึ่งพาการส่งออกและนำเข้าเป็นหลัก ดังนั้น การอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนโดยคำนึงถึงการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้าง (Structural change) จะช่วยให้อธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีขึ้น

อย่างไรก็ตามจากการศึกษาค้นคว้าหลักฐานทางวิชาการพบว่า ยังไม่มีรายงานการศึกษาหรือหลักฐานใดที่สามารถสรุปหรือระบุได้แน่ชัดว่าแบบจำลองใดเป็นแบบจำลองที่ถูกต้องและเหมาะสมที่จะใช้ในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน (Sarno and Taylor, 2002) ดังเช่นงานศึกษาของ Bilson (1978) และนิธินันท์ วิศเวศวร (2539) ที่ได้ศึกษาการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้ Flexible price monetary model โดยผลการศึกษาของ Bilson (1978) ตัวแปรทุกตัวอธิบายได้ดี และเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎี ขณะที่ผลการศึกษาของนิธินันท์ วิศเวศวร (2539) พบว่ามีเพียงตัวแปรปริมาณเงินและรายได้ที่แท้จริงเท่านั้นที่มีนัยสำคัญ งานศึกษาของ Meese และ Rogoff (1983) และ Wolff (1987) ทำการทดสอบประสิทธิภาพในการพยากรณ์ ระหว่างแบบจำลองทางการเงินกับ Random walk ผลการศึกษาของ Meese และ Rogoff (1983) พบว่า Random walk ให้ผลการพยากรณ์ที่ดีกว่า แต่ผลการศึกษาของ Wolff (1987) ได้ผลว่า แบบจำลองทางการเงินให้ผลการพยากรณ์ที่ดีกว่า ขณะที่งานศึกษาของนงนุช อินทรวิเศษ (2543) ซึ่งทำการเปรียบเทียบความสามารถ ในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนโดยใช้ Dornbush model และ RID model ผลการศึกษาพบว่า RID model มีความสามารถในการอธิบายการเคลื่อนไหได้ดีที่สุด นอกจากนี้บางการศึกษายังให้ค่าสัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรที่ผิดไปจากทฤษฎีและไม่มีนัยสำคัญ ดังเช่นในงานของ Nautz และ Offermanns (2006) Tawados (2008) Kia (2012) ดาว ชุ่มตะขบ (2544) กมลวรรณ คำแก้ว (2548) และสุภาวินี ไชยจุมพล (2548)

ดังนั้นการศึกษาในครั้งนี้จึงได้ศึกษาการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน โดยพิจารณาการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในการวิเคราะห์การเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน เนื่องจากตัวแปรในแบบจำลองเชิงโครงสร้างเป็นตัวแปรที่เป็นเครื่องมือของรัฐบาลในการที่จะทำให้เศรษฐกิจมีเสถียรภาพ และการเกิดภาวะเศรษฐกิจในแต่ละครั้งก็จะส่งผลต่อตัวแปรในแบบจำลองด้วย โดยในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลด้วยวิธีการของ Zivot และ Andrews (1992) ซึ่งเป็นวิธีที่พัฒนาขึ้นโดยได้พิจารณาการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเข้าไปด้วยทำให้ผลการทดสอบจะมีประสิทธิภาพมากขึ้น จากนั้นจึงจะทำการวิเคราะห์หาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรในแบบจำลองโดยใช้เทคนิค Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) ที่พัฒนาโดยเพิ่มการพิจารณาการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเข้ามาด้วย เนื่องจากการวิเคราะห์โดยวิธีนี้ได้คำนึงถึงผลของการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจหรือการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง ซึ่งจะทำให้ผลการทดสอบที่ได้มีประสิทธิภาพมากกว่าการวิเคราะห์ด้วยวิธีที่ไม่ได้คำนึงถึงผลจากการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างในการศึกษาในอดีต ซึ่งผลการศึกษาในครั้งนี้จะช่วยให้ทราบถึงตัวแปรที่จะมีผลต่อการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนหลังจากที่เกิดภาวะเศรษฐกิจขึ้น ทำให้ผู้ที่มีส่วนเกี่ยวข้องสามารถนำแบบจำลองทางการเงินที่ใช้ในการศึกษามาใช้ในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน เพื่อป้องกันความเสี่ยงที่เกิดจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนภายใต้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวของผู้ที่ประกอบธุรกรรมที่เกี่ยวข้องกับอัตราแลกเปลี่ยนได้อย่างทันท่วงที และเป็นแนวทางในการกำหนดนโยบายที่เกี่ยวกับอัตราแลกเปลี่ยนสามารถกำหนดเป้าหมายและแนวทางในการรักษาเสถียรภาพของเศรษฐกิจได้

ทบทวนวรรณกรรม

ในทศวรรษที่ 1920 Gustav Cassell นักเศรษฐศาสตร์ชาวสวีเดนได้เสนอทฤษฎีอำนาจซื้อเสมอภาค (Purchasing power parity: PPP) ซึ่งเป็นทฤษฎีที่อธิบายการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนในยุคแรก ทฤษฎีนี้เน้นเฉพาะการซื้อขายสินค้าภายใต้กฎราคาเดียว (Law of one price) ซึ่งก็คือ ราคาของสินค้าชนิดเดียวกันไม่ว่าจะขายที่ใด เมื่อเปลี่ยนเป็นหน่วยเงินตราของแต่ละประเทศแล้ว จะต้องมีราคาเท่ากันเสมอ โดยมีข้อสมมติที่สำคัญคือ ราคาต้องปรับตัวได้โดยเสรีและมีการจ้างงานเต็มที่ (นิธินันท์ วิศเวศวร, 2539) ทฤษฎี PPP มีความสามารถในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนในระยะยาวได้ แต่หลังจากปี ค.ศ. 1973 ในประเทศที่พัฒนาแล้ว มีการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนคงที่มาเป็นระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัวทำให้อัตราแลกเปลี่ยนมีการเคลื่อนไหวมากขึ้น ประกอบกับการเคลื่อนย้ายเงินทุนระหว่างประเทศมีความรวดเร็วและมีปริมาณมาก ส่งผลให้ทฤษฎี PPP ไม่สามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่ลดลงโดยเฉพาะในระยะสั้น (ชิต มหาสุวีระชัย, 2545) จากจุดอ่อนและข้อจำกัดของทฤษฎี PPP ดังกล่าว จึงได้มีการพัฒนาแบบจำลอง ที่ใช้ในการอธิบายระบบอัตราแลกเปลี่ยนขึ้นมาใหม่ คือ Flexible price monetary model เพื่อทำการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินมาร์กกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ผลการทดสอบปรากฏว่าแบบจำลอง Flexible price monetary model สามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้และตัวแปรปริมาณเงินมีส่วนในการกระตุ้นให้เกิดภาวะอัตราเงินเฟ้ออย่างสูงในประเทศเยอรมัน ในเวลาต่อมา Bilson (1978) ได้ทำการทดสอบอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินมาร์กกับเงินปอนด์สเตอร์ลิงโดยใช้ทฤษฎี Flexible price monetary model พบว่า ตัวแปรสามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนเงินมาร์กเทียบกับเงินปอนด์ได้ดี และมีเครื่องหมายที่สอดคล้องกับข้อสมมติเช่นกัน

อย่างไรก็ตามทฤษฎี Flexible price monetary model ก็มีจุดอ่อนคือ การกำหนดให้อัตราแลกเปลี่ยนเคลื่อนไหวเป็นไปตาม PPP ตลอดเวลานั้นในความเป็นจริงแล้วอัตราแลกเปลี่ยนไม่ได้เป็นไปตาม PPP ตลอดเวลา Dornbush (1976) จึงได้พัฒนา Sticky price monetary model ขึ้นเพื่อแก้ไขจุดอ่อนดังกล่าว โดยมีข้อสมมติให้ระดับราคาในตลาดสินค้าสามารถปรับตัวได้ทันทีทำให้ PPP เกิดขึ้นจริงอยู่ตลอดเวลา แต่จากการศึกษาก็พบว่าอัตราแลกเปลี่ยนยังมีการเคลื่อนไหวไม่เป็นไปตาม PPP สาเหตุเพราะการปรับตัวในตลาดสินค้าปรับตัวได้ช้ากว่าการปรับตัวในตลาดเงิน ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนแตกต่างจาก PPP หรือเรียกว่าการเกิด Overshooting จนกระทั่ง Frankel (1979) ได้ศึกษาแบบจำลอง Sticky price monetary model ของ Dornbush ใหม่แล้วพบว่าแบบจำลองของ Dornbush สามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ดีในกรณีที่ส่วนต่างอัตราเงินเฟ้อค่อนข้างต่ำ แต่ในกรณีที่ส่วนต่างอัตราเงินเฟ้อสูงหรืออยู่ในระดับปานกลาง แบบจำลองของ Dornbush จะไม่สามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ ดังนั้น Frankel (1979) จึงสร้างแบบจำลอง Sticky price monetary model: under real interest rate differential หรือ RID model ขึ้นมาและใช้แบบจำลองนี้ศึกษาการเคลื่อนไหวของค่าเงินมาร์กเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐ ในช่วงเดือนกรกฎาคม ค.ศ. 1974 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ ค.ศ. 1978 ซึ่งเป็นช่วงที่ส่วนต่างอัตราเงินเฟ้ออยู่ในระดับปานกลาง ผลการศึกษาพบว่าแบบจำลอง RID model สามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของค่าเงินมาร์กเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐได้ดี รวมถึงความสัมพันธ์ของตัวแปรทุกตัวกับอัตราแลกเปลี่ยนเป็นไปตามข้อสมมติของทฤษฎีที่ตั้งไว้ และมีนัยสำคัญทางสถิติทุกตัว

Meese และ Rogoff (1983) ทำการศึกษาค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เทียบกับเงินปอนด์ เงินมาร์ก และ

เงินเยน เพื่อจะเปรียบเทียบประสิทธิภาพในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนของ Monetary model กับ Random walk ผลการศึกษาพบว่า Random walk มีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ที่ดีกว่า ในขณะที่งานศึกษาของ Wolff (1987) ซึ่งทำการทดสอบในช่วงเวลาและสกุลเงินที่เหมือนกันกับ Messe และ Rogoff (1983) ได้ผลการศึกษาที่แตกต่างกัน คือ Monetary model มีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ที่มากกว่าในกรณีของดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อมาร์ก และดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อปอนด์ แต่ Random walk มีประสิทธิภาพในการพยากรณ์ที่ดีกว่าในกรณีของดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อเยน ต่อมา Nautz และ Offermanns (2006) ได้ทำการศึกษาโดยใช้อัตราแลกเปลี่ยนดอลลาร์สหรัฐฯ ต่อเงินมาร์กและเงินยูโร พบว่ามีเพียงตัวแปรปริมาณเงินในประเทศเท่านั้นที่ไม่มีนัยสำคัญ จากนั้น Tawadros (2008) ได้ใช้ Monetary model ทำการศึกษาในช่วงที่เกิด Hyperinflation ใน 4 ประเทศ ได้แก่ ออสเตรีย เยอรมัน ฮังการี และ โปแลนด์ พบว่ามีเพียงปริมาณเงินและการคาดการณ์อัตราแลกเปลี่ยนที่มีผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนอย่างมีนัยสำคัญ ต่อมา Junttila และ Korhonen (2011) ได้ทำการศึกษาเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เทียบกับเงินของ 5 ประเทศ ได้แก่ เยอรมัน สหราชอาณาจักร ฝรั่งเศส แคนาดา และอิตาลี ผลการศึกษาพบว่า ส่วนต่างเงินเฟ้อเป็นปัจจัยสำคัญ และอัตราดอกเบี้ยจะมีผลก็ต่อเมื่อส่วนต่างเงินเฟ้อมีระดับที่สูงมากหรือต่ำมาก และ Kia (2012) ได้ศึกษาปัจจัยที่มีผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงของค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เทียบกับดอลลาร์แคนาดา ในช่วงปี ค.ศ. 1972 ถึง ค.ศ. 2010 โดยใช้แบบจำลอง Monetary model และใช้วิธี Cointegration และ ECM ในการทดสอบ ผลการศึกษาพบว่า อัตราดอกเบี้ยและปริมาณเงินไม่มีนัยสำคัญทางสถิติต่ออัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงในระยะยาว เนื่องจากในระยะยาวระดับราคาและอัตราแลกเปลี่ยนที่เป็นตัวเงินสามารถปรับตัวได้อย่างเสรี ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงคงเดิม สำหรับในระยะสั้นพบว่าหากอัตราดอกเบี้ยและปริมาณเงินเพิ่มขึ้นจะส่งผลให้อัตราแลกเปลี่ยนที่แท้จริงแข็งค่าขึ้นเป็นไปตามทฤษฎี

สำหรับประเทศไทย มีการศึกษาระบบอัตราแลกเปลี่ยนภายหลังการเปลี่ยนแปลงเป็นแบบลอยตัว อาทิ งานวิจัยของ นิธินันท์ วิศเวศวร (2539) ได้ทำการศึกษาค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ค่าเงินบาทเทียบกับเงินเยน และเงินเยนเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในช่วงไตรมาสที่ 4 ของปี ค.ศ. 1983 จนถึงไตรมาสที่ 4 ของปี ค.ศ. 1994 โดยใช้เทคนิค Cointegration ตามหลักการของ Engle และ Granger (1987) และ Error correction model (ECM) ในการวิเคราะห์ ซึ่งผลการศึกษาที่ได้พบว่า ความสัมพันธ์ในระยะยาวระหว่างเงินเยนกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ในแบบจำลองมีนัยสำคัญทุกตัว มีเฉพาะตัวแปรดัชนีราคาเท่านั้นที่มีเครื่องหมายผิดไปจากสมมติฐานในส่วนเงินบาทกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ตัวแปรทุกตัวมีนัยสำคัญยกเว้นตัวแปรส่วนต่างของอัตราดอกเบี้ย และสุดท้ายในกรณีเงินบาทกับเงินเยนนั้น พบว่ามีเฉพาะตัวแปรรายได้ที่แท้จริงกับปริมาณเงินเท่านั้นที่มีนัยสำคัญ ที่เป็นเช่นนี้ อาจเป็นเพราะในช่วงระยะเวลาการศึกษาประเทศไทยมีนโยบายการควบคุมอัตราดอกเบี้ยและยังมีการแทรกแซงตลาดเงินตราต่างประเทศจากรัฐบาล เพื่อรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจอยู่ค่อนข้างมาก ในปี พ.ศ. 2543 นงนุช อินทรวิเศษ (2543) ได้ศึกษาประสิทธิภาพของแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยนโดยทำการศึกษาค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ โดยใช้ข้อมูลแบบรายเดือนตั้งแต่ พ.ศ. 2540 ถึง พ.ศ. 2542 ผลการศึกษาพบว่า ความสามารถในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนของแบบจำลอง Dornbush model และ RID model ไม่แตกต่างกันมากนัก โดยผู้ทำการศึกษาให้เหตุผลว่าช่วงเวลาที่ใช้ในการศึกษานั้นค่อนข้างสั้น แต่เมื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนของทั้ง 3 แบบ

จำลอง โดยพิจารณาค่า RMSE (Root mean squared error) พบว่าค่า RMSE ของ RID model มีค่าต่ำกว่า Flexible price monetary model และ Sticky price monetary model ดังนั้น RID model จึงมีประสิทธิภาพในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนที่สูงกว่า Flexible price monetary model และ Sticky price monetary model

ขณะที่ดาว ชุ่มตะขบ (2544) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างค่าเงินบาทต่อสกุลเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เงินเยน และเงินมาร์ก โดยอาศัยแนวคิดทางด้านการเงิน (Monetary approach) พบว่า ตัวแปรทุกตัวในแบบจำลองมีนัยสำคัญ แต่ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบ และอัตราเงินเฟ้อเปรียบเทียบในกรณีเงินบาทต่อเงินดอลลาร์สหรัฐฯ และเงินบาทต่อเงินมาร์กมีเครื่องหมายที่ผิดไปจากสมมติฐาน ทั้งนี้อาจเกิดจากในอดีตประเทศไทยคงอัตราดอกเบี้ยไว้ในระดับสูงเพื่อกระตุ้นเงินทุนให้ไหลเข้ามาในประเทศ แต่เมื่อเกิดวิกฤตการณ์ทางเศรษฐกิจและการเงินขึ้นในปี พ.ศ. 2540 ได้ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนของไทยอ่อนค่าลงอย่างมาก ส่งผลกระทบต่อการเพิ่มขึ้นของหนี้ต่างประเทศ ทำให้ธนาคารกลางต้องปรับลดอัตราดอกเบี้ยลงเพื่อเป็นการช่วยเหลือการลงทุนการปรับโครงสร้างหนี้และกระตุ้นเศรษฐกิจให้ฟื้นตัวดีขึ้น โดยลดอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อให้อยู่ในระดับที่ต่ำมากและต่ำกว่าของต่างประเทศ ผลการศึกษาจึงไม่เป็นไปตามสมมติฐาน จากนั้น ชิต มหาสุวีระชัย (2545) ได้ใช้แนวคิด RID model ในการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เงินปอนด์สเตอร์ลิงและเงินเยน โดยศึกษาตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2544 ใช้เทคนิค Cointegration ของ Johansen และ Juselius (1990) ผลการศึกษาพบว่า ค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ เงินปอนด์สเตอร์ลิงและเงินเยนมีความสัมพันธ์ในระยะยาวและตัวแปรทุกตัวมีนัยสำคัญทางสถิติสอดคล้อง กับ Sticky price monetary model แต่ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยมีค่าน้อย ซึ่งอาจเป็นเพราะในช่วงที่ทำการศึกษานั้น ประเทศไทยประสบปัญหาวิกฤตเศรษฐกิจและธนาคารพาณิชย์ประสบปัญหาหนี้ที่ไม่ก่อให้เกิดรายได้เป็นจำนวนมาก อีกทั้งการปล่อยสินเชื่อทำได้ค่อนข้างจำกัดทำให้เกิดสภาพคล่องส่วนเกินในระบบธนาคารพาณิชย์มาก ทำให้การเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยของธนาคารแห่งประเทศไทย มีอิทธิพลน้อยต่อการเปลี่ยนแปลงอัตราดอกเบี้ยของธนาคารพาณิชย์

จากผลการศึกษาที่ผ่านมา พบว่า ยังไม่มีรายงานการศึกษาหรือหลักฐานใดที่สามารถสรุปหรือระบุได้แน่ชัดว่าแบบจำลองใดเป็นแบบจำลองที่ถูกต้องและเหมาะสมที่จะใช้ในการอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน แม้จะมีความพยายามที่จะหาแบบจำลองที่อธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนที่ดีที่สุด แต่พบว่า ทุกแบบจำลองมีทั้งผลการศึกษาที่สนับสนุนและไม่สนับสนุน ทั้งนี้ขึ้นอยู่กับช่วงเวลาที่ทำการศึกษาว่ามีเหตุการณ์สำคัญหรือวิกฤตเศรษฐกิจเกิดขึ้นหรือไม่ ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้ผู้ศึกษาได้เลือกใช้แนวคิด RID model มาศึกษาหาความสัมพันธ์ในระยะยาวด้วยเทคนิค Cointegration ซึ่งได้พัฒนาขึ้นมาโดยคำนึงถึงการเปลี่ยนแปลงทางเศรษฐกิจ หรือการเปลี่ยนแปลงทางโครงสร้างเข้ามาด้วย

วิธีการวิจัย

ในการศึกษาครั้งนี้ ทำการศึกษาผลของตัวแปรต่อทิศทางการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนเงินบาทเทียบกับเงินสกุลต่างประเทศ 3 สกุล คือ ดอลลาร์สหรัฐฯ ยูโร และเยนญี่ปุ่น เนื่องจากทั้ง 3 สกุลนี้เป็นสกุลเงินของประเทศอุตสาหกรรมหลักของโลก (G3) ซึ่งได้แก่ ประเทศสหรัฐอเมริกา ญี่ปุ่น และสหภาพยุโรป และเป็นคู่ค้าที่สำคัญของประเทศไทย โดยทำการศึกษาภายหลังจากที่ประเทศไทยเปลี่ยนมาใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยน

แบบลอยตัวตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2554 (n = 174) ยกเว้นกรณีเงินบาทเทียบกับเงินยูโร ศึกษาตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2545 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2554 (n = 120) เนื่องจากข้อจำกัดในการเข้าถึงข้อมูลการเลือกใช้ตัวแปรต่างๆ ในการประมาณค่าแบบจำลองนั้น ตัวแปรบางตัวแปรจะมีตัวแทนหลายลักษณะ ดังนั้นสำหรับข้อมูลของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้จะเลือกใช้ตัวแปรให้เหมาะสมและเป็นไปตามทฤษฎีที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ให้มากที่สุด โดยมีรายละเอียดดังนี้

1. ระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ ผู้ศึกษาได้ใช้ข้อมูลผลิตภัณฑ์มวลรวมประชาชาติ (GDP) ของแต่ละประเทศเป็นตัวแทนของระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ และจากที่การศึกษาในครั้งนี้ได้ศึกษาเป็นรายเดือน แต่ในการเก็บข้อมูลนั้นมีการเก็บข้อมูลเป็นรายไตรมาส ดังนั้นในการศึกษานี้จึงได้ทำการปรับข้อมูล GDP รายไตรมาสให้เป็นรายเดือน

2. ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย ในการศึกษาครั้งนี้ได้เลือกใช้อัตราดอกเบี้ยนโยบายของแต่ละประเทศเป็นตัวแทน เนื่องมาจากอัตราดอกเบี้ยนโยบายจะใช้เป็นตัวส่งสัญญาณในการรักษาเสถียรภาพของเศรษฐกิจ โดยของประเทศไทยได้ใช้อัตราดอกเบี้ยตลาดซื้อคืนพันธบัตรระยะ 1 วันเป็นตัวแทน ส่วนอัตราดอกเบี้ยของประเทศสหรัฐฯ นั้น เลือกใช้ Federal fund rate เป็นตัวแทน ในส่วนของญี่ปุ่นได้ใช้ Uncollateralized overnight call rate เป็นตัวแทน และสหภาพยุโรปได้ใช้ Refinancing rate เป็นตัวแทน

3. ส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ ผู้ศึกษาได้ใช้ข้อมูลดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI) เป็นตัวแทนของการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อ ซึ่งดัชนีราคาผู้บริโภคสามารถสะท้อนถึงราคาที่ผู้บริโภคต้องเผชิญรวมถึงภาระต้นทุนของผู้ผลิต

4. ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ ในการศึกษาครั้งนี้ได้เลือกตัวแทนที่มีนิยามของปริมาณเงินที่ใกล้เคียงกันมาใช้ในแบบจำลอง โดยสำหรับประเทศไทยได้เลือกใช้ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง ซึ่งธนาคารแห่งประเทศไทยได้เปลี่ยนนิยามของปริมาณเงินใหม่ เพื่อให้มีความครอบคลุมถึงปริมาณเงินในระบบเศรษฐกิจมากขึ้น สำหรับประเทศสหรัฐฯได้เลือกใช้ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง M2 เป็นตัวแทน ส่วนประเทศญี่ปุ่นใช้ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง M2 และสหภาพยุโรปใช้ปริมาณเงินตามความหมายกว้าง M3 เป็นตัวแทน

5. อัตราแลกเปลี่ยน ในการศึกษาครั้งนี้ใช้อัตราแลกเปลี่ยนระหว่างบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และบาทต่อเยน ตั้งแต่เดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2554 และใช้อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อยูโร ตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ. 2545 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2554

การวิเคราะห์ข้อมูลเริ่มจากการทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit root test) เพื่อทดสอบว่าตัวแปรที่นำมาใช้นั้นมีความนิ่ง (Stationary) หรือไม่ เนื่องจากข้อมูลที่นำมาใช้เป็นข้อมูลอนุกรมเวลาซึ่งส่วนใหญ่จะมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) ของข้อมูลเหล่านั้นจะเปลี่ยนแปลงไปตามเวลาซึ่งหากนำไปใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์ ด้วยวิธีการทางเศรษฐมิติแบบดั้งเดิมอาจจะทำให้ได้ความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious relationships) ซึ่งมีลักษณะที่สำคัญ คือ ค่า R^2 มีค่าสูง ส่วนค่า Durbin-Watson มีค่าต่ำมาก t-test และ F-test ผ่านการทดสอบ แต่ผลการประมาณค่าที่ได้ไม่สามารถนำมาอธิบายแบบจำลองได้ ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จึงได้นำเทคนิคที่เรียกว่า Cointegration มาใช้ในการศึกษา ซึ่งเป็นเทคนิคใหม่ที่พัฒนาขึ้นมาเพื่อใช้ประมาณค่าข้อมูลที่มีลักษณะไม่นิ่ง โดยที่ให้ค่าทางสถิติที่มีประสิทธิภาพและน่าเชื่อถือมากขึ้น โดยมีขั้นตอนดังต่อไปนี้

1. การทดสอบ Unit root เป็นการทดสอบความนิ่งของข้อมูลทุกตัว ซึ่งในปัจจุบันวิธีที่เป็นที่นิยมในการใช้คือวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF test) เนื่องจากวิธีนี้มักจะนิยมประยุกต์ใช้กับการศึกษาที่มีจำนวนข้อมูลไม่มาก แต่การใช้วิธี ADF ในการทดสอบ Unit root ในกรณีที่ข้อมูลนั้นๆ มีผลของการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง (Structural break) อยู่ด้วย จะทำให้ความสามารถในการทดสอบของ ADF ลดลง ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จึงได้นำวิธีการทดสอบ Unit root ของ Zivot และ Andrews (1992) มาทำการทดสอบ ซึ่งวิธีนี้ได้พัฒนามาจากวิธีของ Perron (1989) โดยเริ่มจากสมการที่ใช้ทดสอบซึ่งอยู่ในรูป Trend-stationary ดังสมการต่อไปนี้

$$y_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j^A \Delta y_{t-j} + e_t$$

$$y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j^B \Delta y_{t-j} + e_t$$

$$y_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \beta^C t + \gamma^C DT_t^*(\lambda) + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j^C \Delta y_{t-j} + e_t$$

เมื่อ $DU_t(\lambda) = 1$ ถ้า $t > T\lambda$ และ 0 ถ้าเป็นอื่นๆ $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ ถ้า $t > T\lambda$ และ 0 ถ้าเป็นอื่นๆ โดยมีสมมติฐานหลัก คือ มี Unit root เมื่อค่าสถิติที่คำนวณได้มากกว่าค่าในตารางของ Zivot และ Andrews (1992) ก็จะปฏิเสธสมมติฐานหลัก โดยสมมติฐานในการทดสอบคือ มี Unit root

2. การทดสอบ Cointegration ซึ่งวิธีทดสอบ Cointegration ของ Engle และ Granger (1987) มีข้อสมมติว่าความสัมพันธ์ที่ได้จะไม่เปลี่ยน ถ้านำไปทดสอบกับข้อมูลที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างอยู่ในข้อมูล ความสามารถในการทดสอบ Cointegration จะลดลง การทดสอบ Cointegration ของ Engle และ Granger (1987) จึงไม่เหมาะสม (Gregory and Hansen, 1996) ดังนั้น Gregory และ Hansen (1996) ได้อนุญาตให้ความสัมพันธ์สามารถเปลี่ยนแปลงได้ในจุดที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง เนื่องจากข้อมูลแบบอนุกรมเวลาอาจจะมีการเปลี่ยนแปลงความสัมพันธ์ได้ โดยแบ่งการทดสอบออกเป็น 4 รูปแบบ เริ่มต้นจากรูปแบบทั่วไป ดังนี้

Model 1: Standard Cointegration

$y_{1t} = \mu + \alpha^T y_{2t} + e_t$

โดยที่ μ และ α ไม่ขึ้นกับเวลา Gregory และ Hansen (1996) จึงได้ปรับสมการโดยเพิ่มตัวแปรดัมมี่เข้าไป เพื่อให้มีการเปลี่ยนแปลงความสัมพันธ์ในระยะยาวได้ โดยมีอยู่ 3 รูปแบบดังสมการ

Model 2: Level shift (C)

$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t$

โดยที่ μ_1 แสดงถึง Intercept ก่อนการเปลี่ยนแปลง ส่วน μ_2 สะท้อนการเปลี่ยนแปลงของ Intercept ณ เวลาใดเวลาหนึ่ง

Model 3: Level shift with trend (C/T)

$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t$

ในโมเดลที่ 3 มีตัวแปรเพิ่มเข้ามา คือ การเปลี่ยนแปลงไปตามเวลา (Time trend) แทนด้วยตัวแปร βt และอีกความเป็นไปได้ของการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้าง คือ ความชันของ Vector เปลี่ยนแปลงไป ซึ่งเราเรียกว่า Regime shift model

Model 4: Regime shift (C/S)

$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_1^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + e_t$

ในโมเดลที่ 4 เมื่อมีการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างหรือเกิดภาวะเศรษฐกิจขึ้น จะทำให้ความสัมพันธ์ของแบบจำลองหรือเส้นกราฟเปลี่ยนแปลงไปโดยอาจจะไม่ขนานกับเส้นความสัมพันธ์เดิมก็ได้ โดย μ_1 และ μ_2 มีความหมายเหมือนดังเช่น โมเดล 2 ส่วน α_1 แสดงถึงสัมประสิทธิ์ของความชันของความสัมพันธ์ก่อนที่จะเกิด Regime shift และ คือ สัมประสิทธิ์ของความชันของ

ความสัมพันธ์ภายหลังเกิด Regime shift จากนั้นประมาณค่าด้วย OLS นำค่า Error ที่ได้ไปทดสอบ Unit root แล้วเปรียบเทียบค่าสถิติที่คำนวณได้เทียบกับค่าในตารางสถิติของ Gregory และ Hansen (1996) ถ้าค่าสถิติที่คำนวณได้มากกว่าค่าสถิติในตารางก็จะปฏิเสธสมมติฐานหลักที่บอกว่าไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว

สมมติฐานในการทดสอบ คือ ไม่มี Cointegration หรือ ไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาว การศึกษาในครั้งนี้ผู้ศึกษาได้ใช้โปรแกรม Eviews7 ในการวิเคราะห์ข้อมูลทั้งวิธีทดสอบ Unit root และ Cointegration

ผลการศึกษา

1. ผลการทดสอบค่าเงินบาทเทียบกับเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ขั้นตอนในการทดสอบจะแบ่งออกเป็น 2 ขั้นตอน

1.1 ผลการทดสอบ Unit root ด้วยวิธีของ Zivot และ Andrews (1992) ได้ผลดังตารางที่ 1 ดังนี้

จากตารางที่ 1 ผลการทดสอบ Unit root พบว่าตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย และส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อมีความนิ่งที่ระดับปกติ (Stationary at level) เพราะค่าสถิติ Zivot-Andrews ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่า Critical value โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนและส่วนต่างดอกเบี้ยมากกว่า ณ ระดับนัยสำคัญ 1% และตัวแปรส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อมากกว่า ณ ระดับนัยสำคัญ 5% จึงสามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าตัวแปรดังกล่าวมี Unit root แต่ตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ และปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบไม่มีความนิ่งที่ระดับปกติ (Non-stationary at level) เพราะค่าสถิติ Zivot-Andrews ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤต (Critical value) ณ ระดับนัยสำคัญ 1% และ 5% ทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าตัวแปรดังกล่าวไม่มีความนิ่งที่ระดับปกติ โดยตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบมีความนิ่งที่ระดับผลต่างลำดับที่หนึ่ง (Stationary at first difference) ณ ระดับนัยสำคัญ 1% ส่วนตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่สอง (Stationary at second difference) ณ ระดับนัยสำคัญ 1%

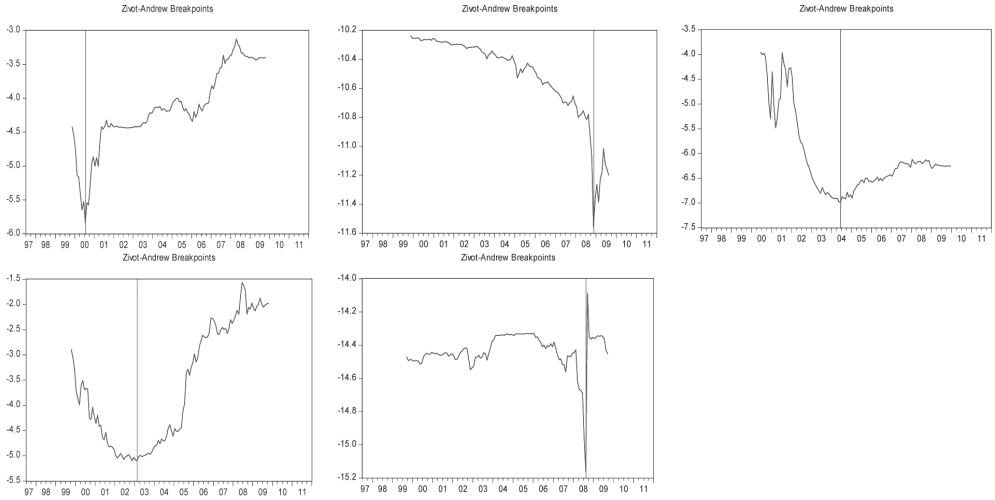
ตารางที่ 1 ผลการทดสอบ Unit root กรณีเงินบาทเทียบกับดอลลาร์สหรัฐฯ

ตัวแปร	Break	Lag	At Level	At First Difference	At Second Difference
s	2000:7	2	-5.84*	-	-
(y-y*)	2008:11	2	-1.81	-2.80	-11.56*
(i-i*)	2004:6	11	-6.99*	-	-
(π-π*)	2003:2	1	-5.10**	-	-
(m-m*)	2008:8	0	-3.28	-15.16*	-

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * และ ** คือ ข้อมูลมีระดับนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ตามลำดับ โดย s คือ ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (y-y*) คือ ระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ (i-i*) คือ ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย (π-π*) คือ ส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ และ (m-m*) คือ ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ

ภาพที่ 1 รายละเอียดของข้อมูลและช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง กรณีเงินบาทเทียบกับดอลลาร์สหรัฐฯ



จากภาพที่ 1 แสดงช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (s) โดยมีจุดที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2543 โดยในช่วงกลางปี พ.ศ. 2543 ธนาคารแห่งประเทศไทยได้ประกาศภาระหนี้ต่างประเทศจากการสำรวจใหม่ ทำให้ตัวเลขหนี้ต่างประเทศของไทยเพิ่มขึ้นประมาณ 20,000 ล้านดอลลาร์สหรัฐฯ ซึ่งมีผลต่อความต้องการเงินตราต่างประเทศโดยเอกชนไทยได้เร่งซื้อดอลลาร์สหรัฐฯ เพื่อชำระหนี้ และตลาดเชื่อว่าธนาคารแห่งประเทศไทยจะไม่เข้าแทรกแซง ค่าเงินบาทจึงอาจปรับตัวอ่อนลงได้อีก ในไตรมาสที่สาม ค่าเงินบาทปรับตัวอ่อนค่าลงอย่างรวดเร็ว ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ (y-y*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2551 ซึ่งในปี พ.ศ. 2551 เศรษฐกิจประเทศไทยชะลอตัวลงจากปีก่อนหน้า ซึ่งมีสาเหตุสำคัญมาจากการส่งออกสุทธิที่ลดลง ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย (i-i*) โดยช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2547 ซึ่งในครึ่งแรกของปี พ.ศ. 2547 อัตราดอกเบี้ยระยะสั้นในตลาดเงินทรงตัวอยู่ในระดับต่ำต่อเนื่องสอดคล้องกับอัตราดอกเบี้ยนโยบาย และเคลื่อนไหวอยู่ในช่วงแคบๆ ตามการบริหารสภาพคล่องของธนาคารในแต่ละช่วง ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ (π-π*) โดยช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2546 ซึ่งเศรษฐกิจโลกในช่วงต้นปี พ.ศ. 2546 ยังฟื้นตัวอย่างค่อยเป็นค่อยไป เนื่องจากได้รับผลกระทบจากสงครามระหว่างสหรัฐฯ กับอิรัก ทำให้แรงกดดันด้านราคายังคงต่ำอยู่ โดยอัตราเงินเฟ้อในประเทศไทยก็ต่ำเช่นเดียวกัน และช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ (m-m*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2551 โดยในช่วงครึ่งแรกของปี พ.ศ. 2551 ปริมาณเงินชะลอลงตามทิศทางของเงินฝากของสถาบันรับฝากเงินจากการที่อัตราดอกเบี้ยเงินฝากอยู่ในระดับค่อนข้างต่ำตามวัฏจักรดอกเบี้ยขาลงทำให้เงินฝากในระบบธนาคารพาณิชย์ลดลงจากการย้ายเงินฝากไปลงทุนในสินทรัพย์ประเภทอื่น

1.2 ผลการทดสอบ Cointegration

เมื่อทราบผลการทดสอบ Unit root ของตัวแปรแล้ว ขั้นตอนต่อไปคือการหาความสัมพันธ์ในระยะยาว

ของตัวแปร ซึ่งจากการทดสอบ Unit root ปรากฏว่าตัวแปรมีความนิ่งที่ระดับปกติจำนวน 3 ตัวแปร โดยมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่หนึ่งและผลต่างลำดับที่สองอย่างละ 1 ตัวแปร แล้ววิเคราะห์ด้วยวิธี Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) ทดสอบโดยใช้โมเดลที่ 4 ในการวิเคราะห์ ซึ่งจะบอกได้ว่าในช่วงใดที่เกิดภาวะเศรษฐกิจขึ้น หรือเกิดการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างแล้วทำให้ความสัมพันธ์ในระยะยาวเปลี่ยนไป ได้ผลการวิเคราะห์ดังนี้

$$S = 1.861 - 0.965(y - y^*) + 0.008(i - i^*) - 0.645(\pi - \pi^*) - 0.568(m - m^*)$$
$$[0.12]^* \quad [0.07]^* \quad [0.001]^* \quad [0.35]^{**} \quad [0.15]^*$$

ค่าในวงเล็บคือค่า Standard Error และ *, ** คือตัวแปรที่มีนัยสำคัญ 1% และ 10% ตามลำดับ

จากสมการจะเห็นได้ว่าทุกตัวแปรมีนัยสำคัญทางสถิติ แต่สัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรไม่เป็นไปตาม Sticky price monetary model ยกเว้นเพียงตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบที่มีเครื่องหมายเป็นไปตามทฤษฎี โดยขนาดสัมประสิทธิ์ของระดับรายได้โดยเปรียบเทียบเท่ากับ -0.965 หมายความว่า ถ้าระดับรายได้โดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลง 0.965% หรือค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้น 0.965% ขณะที่สัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเท่ากับ 0.008 หมายความว่า ถ้าส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น 1% จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนเพิ่มขึ้น 0.008% หรือค่าเงินบาทอ่อนค่าลง 0.008% สัมประสิทธิ์ของส่วนต่างการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อเท่ากับ -0.645 หมายความว่า ถ้าส่วนต่างการคาดการณ์อัตราเงินเฟ้อเพิ่มขึ้น 1% จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลง 0.645% หรือค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้น 0.645% และสัมประสิทธิ์ของปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเท่ากับ -0.568 หมายความว่า ถ้าปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเพิ่มขึ้น 1% จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยนลดลง 0.568% หรือค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้น 0.568% และจากการวิเคราะห์ด้วยวิธี Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) เราได้ค่า t-statistic เท่ากับ -6.88 ซึ่งมากกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 5% ทำให้ ปฏิเสธสมมติฐานหลักและยอมรับสมมติฐานรองที่ว่าสมการนี้มีความสัมพันธ์ในระยะยาว โดยอธิบายได้ดังนี้คือ เดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2543 มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง กล่าวคือ อัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ อ่อนที่สุดในรอบปี โดยค่าเงินบาทอ่อนตัวต่อเนื่องมาตั้งแต่ต้นปี พ.ศ. 2543 ซึ่งมีสาเหตุมาจากประเทศไทยยังอยู่ในช่วงที่กำลังฟื้นฟูเศรษฐกิจหลังจากที่ประสบวิกฤตเศรษฐกิจต้มยำกุ้งในปี พ.ศ. 2539 จนต้องเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากแบบตะกร้าเงินมาเป็นแบบลอยตัว อีกทั้งยังมีปัจจัยอื่นๆ อีก ได้แก่ การอ่อนค่าของสกุลเงินในภูมิภาคโดยเฉพาะรูเปียอินโดนีเซียและเปโซฟิลิปปินส์ ความไม่แน่นอนทางการเมือง และราคาน้ำมันที่สูงขึ้น ในขณะที่เศรษฐกิจของสหรัฐฯ นั้นขยายตัวได้อย่างต่อเนื่องจนกระทั่งในช่วงไตรมาสที่ 4 ของปี พ.ศ. 2543 ดัชนีเศรษฐกิจที่สำคัญหลายรายการได้ส่งสัญญาณให้เห็นถึงการชะลอตัวทางเศรษฐกิจของสหรัฐฯ อย่างชัดเจนขึ้น ทั้งการอ่อนตัวลงของอุปสงค์ภายในประเทศ ดัชนีการสำรวจความคิดเห็นของผู้ประกอบการ (NAPM) ในเดือนธันวาคมที่อยู่ในระดับที่ต่ำที่สุดในรอบ 10 ปี ซึ่งชี้ว่าผู้ประกอบการจะชะลอการผลิตลง ในขณะที่ผลกำไรของผู้ประกอบการหลายรายต่ำลง ซึ่งสะท้อนมาที่การอ่อนตัวลงของดัชนีหลักทรัพย์ โดย ณ สิ้นปี พ.ศ. 2543 ดัชนี Dow Jones ปรับตัวลงจากระดับต้นปีประมาณร้อยละ 5 และในช่วงเดียวกันดัชนี Nasdaq ปรับตัวลงร้อยละ 40 การอ่อนตัวลงของตลาดหลักทรัพย์นับเป็นปัจจัยสำคัญที่กระทบฐานะของผู้บริโภคและผู้ประกอบการของสหรัฐฯ โดยเฉพาะผู้ประกอบการด้านเทคโนโลยีคอมพิวเตอร์และการสื่อสารหลายรายที่ต้องปิดตัวลงและไม่สามารถชำระหนี้ได้ในช่วงที่ผ่านมา หรือที่เรารู้จักกันในชื่อวิกฤตฟองสบู่ดอทคอม และในช่วงไตรมาสที่ 4 ของปี พ.ศ. 2543 ความมั่นใจของผู้บริโภค

ได้ปรับตัวลดลงโดยพิจารณาจากเครื่องชี้เศรษฐกิจ อาทิ ผลการสำรวจรายได้และการใช้จ่ายของประชาชนในเดือนพฤศจิกายนที่ขยายตัวในอัตราต่ำสุดในช่วงประมาณ 1 ปี ที่ผ่านมารวมทั้งยอดขายปลีกที่ตกต่ำลงแม้ใกล้เทศกาลคริสต์มาสและยอดสินค้าคงคลังที่สูงขึ้น ขณะที่อัตราการว่างงานของสหรัฐฯ ในเดือนพฤศจิกายนก็ขยับตัวสูงขึ้นเป็นร้อยละ 4 ของกำลังแรงงาน เศรษฐกิจของสหรัฐที่อ่อนตัวลงได้นำไปสู่การลดอัตราดอกเบี้ย Fed funds ลงร้อยละ 0.5 ต่อปี ซึ่งเป็นการตัดสินใจที่มากกว่าการคาดการณ์ของนักลงทุนและนักวิเคราะห์ สะท้อนถึงความกังวลเกี่ยวกับการชะลอตัวของเศรษฐกิจสหรัฐฯ อย่างชัดเจน ปัจจัยที่ส่งผลให้เศรษฐกิจสหรัฐฯ ชะลอตัวลงสาเหตุส่วนหนึ่งก็มาจากการขึ้นดอกเบี้ย 6 ครั้ง ในช่วง 2 ปีที่ผ่านมาและราคาน้ำมันที่สูงขึ้นต่อเนื่อง ซึ่งการชะลอตัวของเศรษฐกิจสหรัฐฯ ก็ทำให้ค่าเงินบาทแข็งค่าขึ้นมาในเดือนสุดท้ายของปี พ.ศ. 2543 ต่อเนื่องถึงต้นปี พ.ศ. 2544 จากนั้นค่าเงินบาทกลับอ่อนค่าลงไปอีก เนื่องจากความผันผวนของค่าเงินในภูมิภาคโดยเฉพาะเงินรูเปียของอินโดนีเซียที่มีผลมาจากปัญหาความรุนแรงทางการเมืองภายในประเทศ และเศรษฐกิจที่ตกต่ำรวมทั้งความไม่ชัดเจนในการฟื้นตัวของเศรษฐกิจญี่ปุ่นก็ได้ทำให้ค่าเงินเยนอ่อนค่าลงส่งผลถึงค่าเงินบาทให้อ่อนค่าตาม ซึ่งจากทั้งวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นในสหรัฐฯ ความผันผวนของค่าเงิน และความมั่นใจของทั้งผู้บริโภคและนักลงทุนก็อาจจะเป็นสาเหตุให้ผลการวิเคราะห์ออกมาไม่เป็นไปตามสมมติฐาน

2. ผลการทดสอบค่าเงินบาทเทียบกับเยนญี่ปุ่น

2.1 ผลการทดสอบ Unit root ด้วยวิธีของ Zivot และ Andrews (1992) ได้ผลดังตารางที่ 2 ดังนี้

จากตารางที่ 2 ผลการทดสอบ Unit root พบว่าตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย และส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อมีความนิ่งที่ระดับปกติ เพราะค่าสถิติ Zivot-Andrews test ที่คำนวณได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤต โดยส่วนต่างดอกเบี้ยและส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อมากกว่า ณ ระดับนัยสำคัญ 1% และตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยนมากกว่า ณ ระดับนัยสำคัญ 5% ทำให้สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่าตัวแปรดังกล่าวมี Unit root แต่ตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ และปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบไม่มีความนิ่งที่

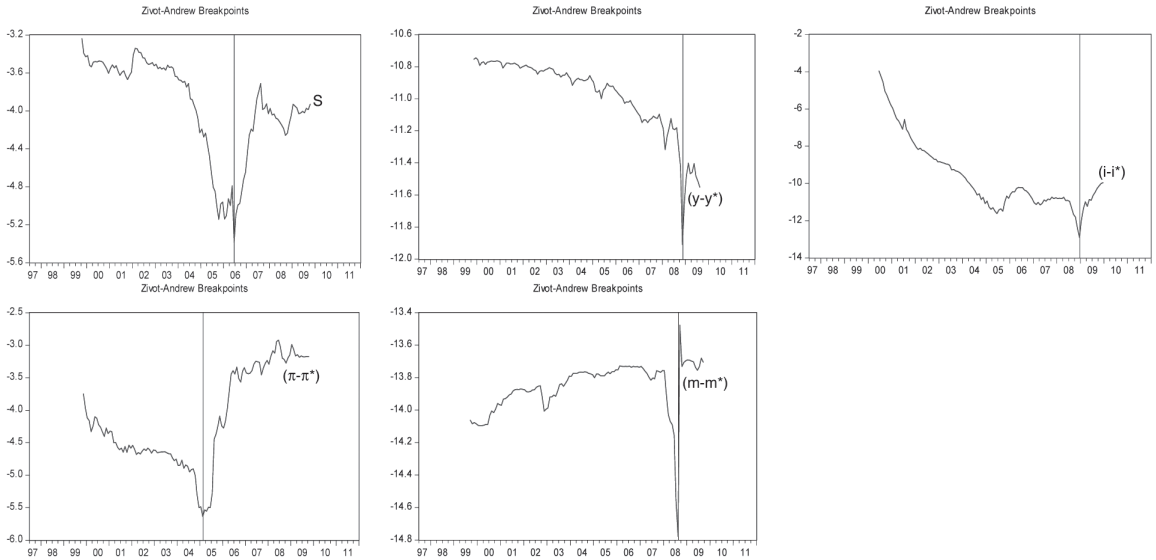
ตารางที่ 2 ผลการทดสอบ Unit root กรณีเงินบาทเทียบกับเยนญี่ปุ่น

ตัวแปร	Break	Lag	At Level	At First Difference	At Second Difference
s	2006:6	1	-5.39*	-	-
(y-y*)	2008:11	2	-2.49	-3.25	-11.91*
(i-i*)	2008:12	11	-12.90*	-	-
(π-π*)	2005:2	2	-5.64**	-	-
(m-m*)	2008:8	0	-3.50	-14.78*	-

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * และ ** คือ ข้อมูลมีระดับนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ตามลำดับ โดย s คือ ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (y-y*) คือ ระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ (i-i*) คือ ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย (π-π*) คือ ส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ และ (m-m*) คือ ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ

ภาพที่ 2 รายละเอียดของข้อมูลและช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง กรณีเงินบาทเทียบกับเยนญี่ปุ่น



ระดับปกติ เพราะค่าสถิติ Zivot-Andrews ที่คำนวณได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญ 1% และ 5% ทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่าตัวแปรดังกล่าวไม่มีความนิ่งที่ระดับปกติ โดยตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่หนึ่ง ณ ระดับนัยสำคัญ 1% ส่วนตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่สอง ณ ระดับนัยสำคัญ 1%

จากภาพที่ 2 แสดงช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (s) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนมิถุนายน พ.ศ. 2549 โดยไตรมาสแรกของปี พ.ศ. 2549 เศรษฐกิจของญี่ปุ่นขยายตัวอย่างต่อเนื่องและอยู่ในระดับสูงเป็นผลจากการขยายตัวของอุปสงค์ภายในประเทศ การลงทุนของภาคเอกชนและการส่งออก ซึ่งสะท้อนถึงการฟื้นตัวของเศรษฐกิจ และความเชื่อมั่นของผู้บริโภคที่ปรับตัวดีขึ้นอย่างต่อเนื่อง ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ (y-y*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2551 โดยเศรษฐกิจของญี่ปุ่นได้เข้าสู่ภาวะถดถอยตั้งแต่ไตรมาสที่สอง ของปี พ.ศ. 2551 โดยเฉพาะไตรมาสสุดท้ายหดตัวถึงร้อยละ 4.6 เมื่อเทียบกับปีก่อนหน้านี้ ซึ่งเป็นอัตราการหดตัวสูงที่สุดตั้งแต่ปี พ.ศ. 2517 โดยได้รับผลกระทบเป็นอย่างมากจากการชะลอตัวของเศรษฐกิจสหรัฐฯ และยุโรป ซึ่งทำให้การส่งออกซึ่งเคยเป็นปัจจัยขับเคลื่อนสำคัญในช่วงครึ่งแรกของปี พ.ศ. 2551 ได้รับผลกระทบมาก ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย (i-i*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนธันวาคม พ.ศ. 2551 จากภาวะเศรษฐกิจโลกที่ชะลอตัวอย่างรุนแรงทำให้ธนาคารกลางญี่ปุ่นปรับลดอัตราดอกเบี้ย 2 ครั้ง จากร้อยละ 0.5 เป็นร้อยละ 0.3 ในเดือนตุลาคม พ.ศ. 2551 และปรับลดอีกครั้งเป็นร้อยละ 0.1 ต่อปีในเดือนธันวาคม เนื่องจากความเสี่ยงต่อการขยายตัวทางเศรษฐกิจที่เพิ่มขึ้นมาก ช่วงที่เกิดการ

เปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ (π-π^*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2548 ซึ่งเป็นช่วงเวลาที่ราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกที่ปรับลดลงอย่างต่อเนื่องในไตรมาส ที่ 4 ของปี พ.ศ. 2547 ได้ปรับตัวสูงขึ้นอีก ทำให้รัฐบาลประกาศขึ้นราคาขายปลีกน้ำมันดีเซล 60 สตางค์ ในเดือนกุมภาพันธ์ พ.ศ. 2548 และปรับขึ้นราคาขายปลีกน้ำมันดีเซล อีก 3 บาทต่อลิตร ในเดือนมีนาคม พ.ศ. 2548 ทำให้อัตราเงินเฟ้อทั่วไปและอัตราเงินเฟ้อพื้นฐานเร่งตัวขึ้นในไตรมาสแรกของปี พ.ศ. 2548 และช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ (m-m^*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2551 โดยปริมาณเงินตามความหมายกว้างของประเทศไทยในช่วงครึ่งแรกของปี พ.ศ. 2551 ชะลอตัวลงตามทิศทางของเงินฝากของสถาบันรับฝากเงินที่ชะลอลงจากการที่อัตราดอกเบี้ยเงินฝากอยู่ในระดับค่อนข้างต่ำตามวัฏจักรดอกเบี้ยขาลงทำให้เงินฝากในระบบธนาคารพาณิชย์ชะลอตัวจากการย้ายเงินฝากไปลงทุนในสินทรัพย์ประเภทอื่น

2.2 ผลการทดสอบ Cointegration จากผลการทดสอบ Unit root ปรากฏว่าตัวแปรมีความนิ่งที่ระดับปกติจำนวน 3 ตัวแปร โดยมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่หนึ่ง 1 ตัวแปรและผลต่างลำดับที่สอง 1 ตัวแปร ดังนั้นในการหาความสัมพันธ์ในระยะยาว จึงวิเคราะห์ด้วยวิธี Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) และทดสอบโดยใช้โมเดลที่ 4 ในการวิเคราะห์ ซึ่งจะบอกได้ว่าในช่วงใดที่เกิดภาวะเศรษฐกิจขึ้น หรือเกิดการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างแล้วทำให้ความสัมพันธ์ในระยะยาวเปลี่ยนไป ได้ผลการวิเคราะห์ดังนี้

$$S = 3.207 - 0.334(y - y^*) + 0.014(i - i^*) + 0.426(\pi - \pi^*) - 0.147(m - m^*)$$
$$\quad [0.17]^* \qquad [0.21] \qquad [0.02]^* \qquad [0.27] \qquad [0.20]$$

ค่าในวงเล็บคือค่า Standard Error และ * คือตัวแปรที่มีนัยสำคัญ 1%

จากสมการจะเห็นได้ว่า มีเพียงตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเพียงตัวแปรเดียวที่มีนัยสำคัญ และมีสัมประสิทธิ์ที่ผิดไปจาก Sticky price monetary model โดยที่ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเท่ากับ 0.014% หมายความว่า ถ้าส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้น 1% จะทำให้อัตราแลกเปลี่ยน

เพิ่มขึ้น 0.014% หรือค่าเงินบาทอ่อนค่าลง 0.014% และจากการวิเคราะห์ด้วยวิธี Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) เราได้ค่า t-statistic เท่ากับ -6.738 ซึ่งมากกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 5% ทำให้ปฏิเสธสมมติฐานหลักและยอมรับสมมติฐานรองที่ว่าสมการนี้มีความสัมพันธ์ในระยะยาว และช่วงเดือนที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือ เดือนตุลาคม พ.ศ. 2550 ซึ่งในช่วงนี้เศรษฐกิจสหรัฐฯ เริ่มส่งสัญญาณภาวะเศรษฐกิจถดถอยจากปัญหาที่เกิดจากสินเชื่อเพื่อที่อยู่อาศัยสำหรับลูกหนี้ที่มีความสามารถในการชำระหนี้ต่ำหรือวิกฤตเศรษฐกิจ Subprime ซึ่งภาวะวิกฤตนี้ได้ส่งผลต่อตลาดการเงินโลกในวงกว้าง ในขณะที่ประเทศญี่ปุ่นแม้ว่าการขยายตัวทางเศรษฐกิจจะเร่งตัวขึ้นจากไตรมาสที่ 3 แต่เครื่องชี้ทางเศรษฐกิจต่างๆ บ่งชี้ว่าเศรษฐกิจประเทศญี่ปุ่นเริ่มส่งสัญญาณชะลอตัวอย่างชัดเจนขึ้น โดยอุปสงค์ในประเทศยังคงไม่ฟื้นตัว กอปรกับความเชื่อมั่นทั้งของผู้ผลิตและผู้บริโภคปรับลดลงจากความกังวลเกี่ยวกับภาวะวิกฤตที่เกิดขึ้นในประเทศสหรัฐฯ และเป็นผลมาจากราคาน้ำมันและราคาอาหารที่ปรับสูงขึ้นในขณะที่ค่าจ้างแรงงาน ยังไม่เพิ่ม ขณะที่ความเชื่อมั่นเกี่ยวกับภาวะธุรกิจของผู้ผลิตรายใหญ่ปรับตัวลดลงสะท้อนความกังวลของนักธุรกิจเกี่ยวกับผลประกอบการและต้นทุนที่เพิ่มสูงขึ้น การส่งออกก็หดตัวลงจากอุปสงค์ที่ลดลงของประเทศสหรัฐฯ ที่เป็นตลาดส่งออกที่สำคัญ และจากค่าเงินเยนที่แข็งค่าขึ้นจากการอ่อนตัวของค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ ซึ่งจากวิกฤตที่เกิดขึ้นก็ทำให้ทั้งดอลลาร์สหรัฐฯ เงินสกุลยูโร และเยนญี่ปุ่น ซึ่งเป็นเงินสกุลหลักมีการเคลื่อนไหวที่ผันผวนทั้งจากแนวโน้มเศรษฐกิจการเงินโลกที่ไม่แน่นอนและความเชื่อมั่นของนักลงทุนที่อ่อนไหวและกังวลต่อปัญหาสถาบันการเงินและสภาพคล่องของระบบการเงินโลก ความผันผวนของค่าเงินสกุลหลักดังกล่าวเป็นปัจจัยสำคัญที่ส่งผลให้ค่าเงินในภูมิภาค รวมทั้งค่าเงินบาทเคลื่อนไหวผันผวนตาม ซึ่งก็อาจจะเป็นสาเหตุให้ตัวแปรในความสัมพันธ์ไม่มีนัยสำคัญ เพราะเศรษฐกิจทั้งโลกชะลอตัวลงตามเศรษฐกิจที่ถดถอยของประเทศสหรัฐฯ

3. ผลการทดสอบค่าเงินบาทเทียบกับเงินยูโร

3.1 ผลการทดสอบ Unit root ด้วยวิธีของ Zivot และ Andrews (1992) ได้ผลดังตารางที่ 3 ดังนี้

จากตารางที่ 3 ผลการทดสอบ Unit root มีแค่ตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบเพียงตัวเดียวที่มีความนิ่งที่ระดับปกติ เพราะค่าสถิติ Zivot-Andrews

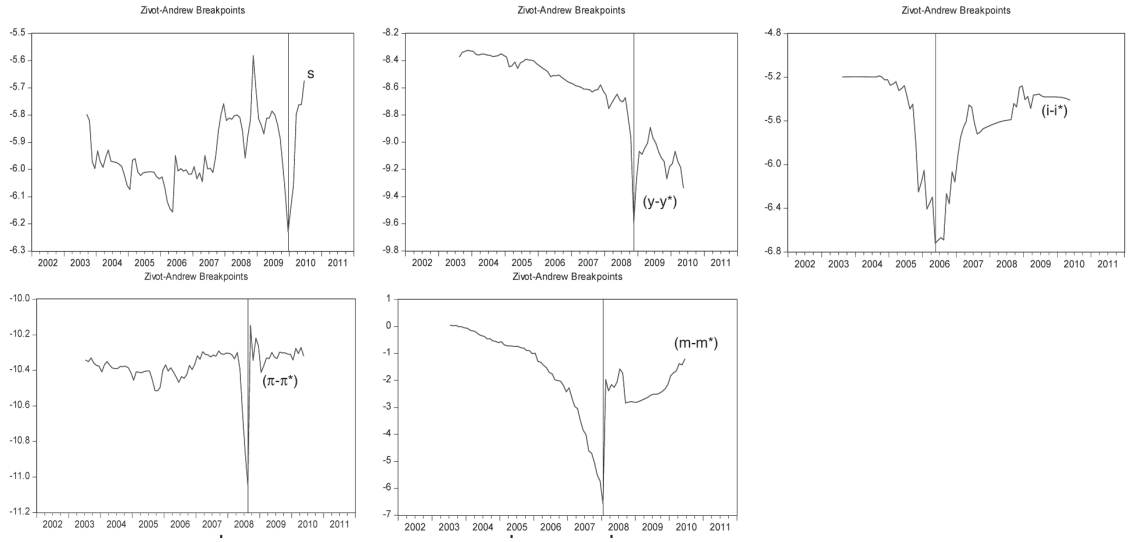
ตารางที่ 3 ผลการทดสอบ Unit root กรณีเงินบาทเทียบกับยูโร

ตัวแปร	Break	Lag	At Level	At First Difference	At Second Difference
s	2009:12	3	-3.91	-6.23*	-
(y-y*)	2008:11	2	-2.14	-2.57	-9.59*
(i-i*)	2006:5	1	-4.10	-6.72*	-
(π-π*)	2008:8	0	-4.37	-11.05*	-
(m-m*)	2008:1	0	-6.58*	-	-

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * และ ** คือ ข้อมูลมีระดับนัยสำคัญที่ 1% และ 5% ตามลำดับ โดย s คือ ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (y-y*) คือ ระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ (i-i*) คือ ส่วนต่างระหว่างอัตราดอกเบี้ย (π-π*) คือ ส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ และ (m-m*) คือ ปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ

ภาพที่ 3 รายละเอียดของข้อมูลและช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้าง กรณีเงินบาทเทียบกับยูโร



ที่คำนวณได้มากกว่าค่าวิกฤตในตารางของ Zivot-Andrews ณ ระดับนัยสำคัญ 1% ทำให้ปฏิเสธสมมติฐานหลักที่บอกว่าตัวแปรมี Unit root แต่ตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย และส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อไม่มีความนิ่งที่ระดับปกติ เพราะค่าสถิติ Zivot-Andrews ที่คำนวณได้น้อยกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญ 1% ทำให้ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ โดยตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน ส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย และส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่หนึ่ง และตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่สอง

จากภาพที่ 3 แสดงช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรอัตราแลกเปลี่ยน (s) มีช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนธันวาคม พ.ศ. 2552 โดยในช่วงไตรมาสที่ 4 ของปี พ.ศ. 2552 เศรษฐกิจของประเทศไทยยังฟื้นตัวอย่างต่อเนื่องตามการฟื้นตัวของเศรษฐกิจโลกประกอบกับการดำเนินนโยบายการเงินการคลังที่ผ่อนคลายมีส่วนช่วยกระตุ้นเศรษฐกิจและสนับสนุนให้ความเชื่อมั่นของผู้ผลิตและผู้บริโภคปรับตัวดีขึ้นเป็นลำดับช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบ (y-y*) มีช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2551 ในไตรมาสสุดท้ายของปี พ.ศ. 2551 ปัจจัยลบต่อการขยายตัวทางเศรษฐกิจของประเทศไทยมีมากขึ้นทั้งจากวิกฤตเศรษฐกิจโลกและสถานการณ์ภายในประเทศ โดยเศรษฐกิจโลกที่ชะลอตัวลงมากส่งผลชัดเจนต่อการส่งออกสินค้าของประเทศไทย ทำให้ทั้งมูลค่าและปริมาณการส่งออกเริ่มหดตัว เช่นเดียวกับการส่งออกที่หดตัวลงของประเทศอื่นๆ ในภูมิภาคเดียวกัน ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ย (i-i*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2549 โดยในช่วงครึ่งแรกของปี พ.ศ. 2549 คณะกรรมการนโยบายการเงินมีมติให้ปรับขึ้นอัตราดอกเบี้ยนโยบายร้อยละ 0.25 รวมทั้งสิ้น 4 ครั้ง จากร้อยละ 4.0 ต่อปี มาเป็นร้อยละ 5.0 ต่อปี เพื่อควบคุมอัตราเงินเฟ้อไม่ให้สูง เนื่องมาจากความผันผวนของราคาน้ำมันดิบในตลาดโลกที่อยู่ในระดับสูงซึ่งมิได้มาจากแรงกดดันด้านอุปทานเพียงอย่างเดียว ช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปร

ส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อ (π-π^*) ช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนสิงหาคม พ.ศ. 2551 ในช่วงครึ่งปีแรกอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทยเร่งตัวขึ้นจากปี พ.ศ. 2550 อย่างมากโดยมีสาเหตุมาจากปัจจัยสำคัญ ได้แก่ ราคาน้ำมันขายปลีกในประเทศที่ปรับเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วตามราคาน้ำมันในตลาดโลก ค่าโดยสารสาธารณะปรับสูงขึ้นตามต้นทุนราคาน้ำมัน ราคาสินค้ากลุ่มอาหารสดที่เร่งตัวขึ้นในช่วงครึ่งปีแรกตามราคาในตลาดโลก และช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างของตัวแปรปริมาณเงินโดยเปรียบเทียบ (m-m*) มีช่วงเวลาที่เกิดการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในเดือนมกราคม พ.ศ. 2551 การขยายตัวของปริมาณเงินในเดือนมกราคมและกุมภาพันธ์ ชะลอลงจากอัตราเฉลี่ยในไตรมาสที่ 4 ของปี พ.ศ. 2550 โดยเป็นผลจากการชะลอตัวอย่างต่อเนื่องของเงินฝากในระบบธนาคารพาณิชย์ส่วนหนึ่งเพราะอัตราดอกเบี้ยเงินฝากที่ต่ำลงตามวัฏจักรอัตราดอกเบี้ยขาลงในช่วงที่ผ่านมาไม่ค่อยจูงใจผู้ฝากเงิน

3.2 ผลการทดสอบ Cointegration ขั้นตอนนี้คือการหาความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปร ซึ่งจากการทดสอบ Unit root ปรากฏว่าตัวแปรมีความนิ่งที่ระดับปกติจำนวน 1 ตัวแปร โดยมีความนิ่งที่ผลต่างลำดับที่หนึ่งจำนวน 3 ตัวแปร และผลต่างลำดับที่สองจำนวน 1 ตัวแปร ดังนั้นในการหาความสัมพันธ์ในระยะยาว จึงวิเคราะห์ด้วยวิธี Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) และทดสอบโดยใช้โมเดลที่ 4 ในการวิเคราะห์ ซึ่งจะบอกได้ว่าในช่วงใดที่เกิดภาวะเศรษฐกิจขึ้น หรือเกิดการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างแล้วทำให้ความสัมพันธ์ในระยะยาวเปลี่ยนไป ได้ผลการวิเคราะห์ดังนี้

$$S = 4.106 + 0.765(y - y^*) + 0.035(i - i^*) - 4.266(\pi - \pi^*) - 1.235(m - m^*)$$
$$[0.024] \quad [0.106] \quad [0.005] \quad [0.485] \quad [0.127]$$

ค่าในวงเล็บคือค่า Standard Error และ * คือตัวแปรที่มีนัยสำคัญ 1%

จากสมการที่ได้มาจากการวิเคราะห์ด้วยวิธี Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) ได้ค่า t-statistic เท่ากับ -5.606 ซึ่งน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับนัยสำคัญ 10% ทำให้เราไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ว่า ตัวแปรในแบบจำลองไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว และช่วงที่เกิดการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างคือช่วงเดือนพฤษภาคม พ.ศ. 2553 ซึ่งเป็นช่วงที่สหภาพยุโรปเกิดวิกฤตหนี้สาธารณะซึ่งวิกฤตเริ่มเกิดขึ้นที่ประเทศกรีซ จากนั้นจึงลุกลามไปยังประเทศอื่นๆ ในยุโรป เหตุผลที่แบบจำลองความสัมพันธ์ของค่าเงินบาทต่อเงินยูโรไม่มีความสัมพันธ์ในระยะยาวนั้น อาจจะมาจาก

สาเหตุที่เงินยูโรเพิ่งจะเริ่มใช้ได้ไม่นาน ผลกระทบต่ออัตราแลกเปลี่ยนของไทยนั้นจึงยังไม่ชัดเจนแต่ก็นับเป็นการเปลี่ยนแปลงครั้งสำคัญในตลาดเงินระหว่างประเทศ แต่เนื่องจากธุรกรรมส่วนใหญ่ที่เกี่ยวข้องกับเงินตราต่างประเทศของไทยจะอยู่ในรูปของเงินดอลลาร์สหรัฐฯ จึงทำให้ค่าเงินบาทมีการเคลื่อนไหวตามค่าเงินดอลลาร์สหรัฐฯ และเคลื่อนไหวไปตามค่าเงินในภูมิภาคมากกว่า วิกฤตหนี้สาธารณะที่เกิดในยุโรปจึงส่งผลกระทบกับประเทศไทยในแง่ของการค้าที่ทำให้การส่งออกไปยังยุโรปลดน้อยลง แต่ผู้ประกอบการของประเทศไทยก็มีการปรับตัวที่ดีโดยการหาคู่ค้าใหม่ๆ ในตลาดโลกอย่างต่อเนื่อง ทำให้การส่งออกของประเทศไทยมีการพึ่งพาตลาดหลักน้อยลง อีกทั้งนักลงทุนประเทศไทยรวมทั้งสถาบันการเงินมีสิทธิเรียกร้องทางการเงินกับประเทศในภูมิภาคยุโรปไม่มาก ดังนั้นการเคลื่อนไหวของค่าเงินยูโรจึงยังไม่ได้ส่งผลต่อการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทมากนัก แต่ถ้าต่อไปสกุลเงินยูโรมีเสถียรภาพมากขึ้นและมีตลาดเงินตลาดทุนที่ใหญ่และมีประสิทธิภาพรองรับ ก็จะทำให้ทิศทางการเคลื่อนไหวของเงินยูโรมีบทบาทต่อตลาดการเงินโลกรวมถึงเงินบาทไทยมากขึ้น (ธนาคารแห่งประเทศไทย, 2541)

จากผลการศึกษาการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทต่อเงิน 3 สกุลหลักของโลก มีทั้งแบบจำลองที่ให้ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่มีนัยสำคัญและไม่มีนัยสำคัญ รวมถึงเครื่องหมายที่เป็นไปตามสมมติฐานตามทฤษฎีและไม่เป็นไปตามทฤษฎี ซึ่งจากงานศึกษาของ Meese และ Rogoff (1983) ที่ได้เปรียบเทียบความสามารถในการพยากรณ์อัตราแลกเปลี่ยนระหว่าง Monetary model กับ Random walk ซึ่งผลการพยากรณ์พบว่า Random walk ให้ผลการพยากรณ์ที่ดีกว่า โดยผู้ศึกษาให้เหตุผลว่าการที่ Monetary model ให้ผลการพยากรณ์ที่แย่กว่านั้น น่าจะมาจากผลกระทบจากวิกฤตการณ์น้ำมันและการเปลี่ยนแปลงในนโยบายเศรษฐกิจมหภาคที่เกิดขึ้นในช่วงทศวรรษ 1970 นอกจากนี้ในช่วงปี ค.ศ. 1977-1978 ประเทศสหรัฐฯ ได้ใช้นโยบายขยายตัวทางเศรษฐกิจ ทำให้รายได้ประชาชาติเพิ่มขึ้น การว่างงานลดลง อัตราเงินเฟ้อเพิ่มสูงขึ้น และดุลการชำระเงินของประเทศสหรัฐฯ เลวลง ส่วนเยอรมันได้ใช้นโยบายความเจริญเติบโตแบบสมดุลทำให้อัตราเงินเฟ้อต่ำ (สุนิศา ทิพย์สุข, 2549) ผลคือ ค่าเงินของประเทศสหรัฐฯ อ่อนค่าลง เมื่อเทียบกับค่าเงินมาร์กประเทศเยอรมัน และอุปสงค์ต่อเงินดอลลาร์ลดลงเมื่อเทียบกับอุปสงค์ต่อเงินมาร์ก ทำให้แบบจำลองของ Monetary model ไม่สามารถจะอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ ซึ่งจะสอดคล้องกับผลการศึกษาของ นงนุช อินทรวิเศษ (2543) และ ดาว ชุ่มตะขบ (2544) ที่เครื่องหมายของตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยและส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อผิดไปจากสมมติฐาน ทั้งนี้เกิดจากในอดีตประเทศไทยคงอัตราดอกเบี้ยไว้ในระดับสูงเพื่อกระตุ้นเงินทุนให้ไหลเข้ามา แต่เมื่อเกิดวิกฤตการณ์ทางเศรษฐกิจและการเงินขึ้นในปี พ.ศ. 2540 ได้ทำให้อัตราแลกเปลี่ยนของไทยอ่อนค่าลงอย่างมาก และกระทบต่อการเพิ่มขึ้นของหนี้ต่างประเทศ จึงทำให้ทางการต้องปรับลดอัตราดอกเบี้ยลงเพื่อเป็นการช่วยเหลือทั้งทางด้านการลงทุน และช่วยเหลือในการปรับโครงสร้างหนี้ เพื่อช่วยให้เศรษฐกิจฟื้นตัวได้ อัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อจึงอยู่ในระดับที่ต่ำมากและอยู่ต่ำกว่าอัตราดอกเบี้ยและอัตราเงินเฟ้อของต่างประเทศ ทำให้ผลการคำนวณไม่เป็นไปตามสมมติฐาน ในปัจจุบันประเทศไทยได้ใช้กรอบเป้าหมายอัตราเงินเฟ้อในการดูแลเสถียรภาพของเศรษฐกิจและอัตราแลกเปลี่ยน โดยใช้นโยบายการเงินผ่านอัตราดอกเบี้ยนโยบายในการส่งสัญญาณในการรักษากรอบเป้าหมายอัตราเงินเฟ้อ แต่เมื่อเกิดวิกฤตเศรษฐกิจขึ้น โอกาสที่อัตราแลกเปลี่ยนจะเกิดการผันผวนขึ้นก็มาจากหลายสาเหตุ ทั้งจากสภาพเศรษฐกิจของประเทศที่เป็นคู่ค้า โดยเฉพาะคู่ค้าหลักไม่ว่าจะเป็น

ประเทศสหรัฐฯ ญี่ปุ่น และสหภาพยุโรป หรือจากการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศในภูมิภาคเดียวกันที่ส่งผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทย ซึ่งในปัจจุบันความก้าวหน้าทางเทคโนโลยีที่มากขึ้นก็ได้เชื่อมโยงตลาดการเงินของประเทศต่างๆ ในโลกเข้าด้วยกันมากขึ้น ดังนั้นเมื่อเกิดปัญหาขึ้นกับเศรษฐกิจของประเทศใด โดยเฉพาะอย่างยิ่งประเทศที่เป็นเศรษฐกิจหลักของโลก ย่อมไม่สามารถหลีกเลี่ยงผลกระทบนั้นที่จะเกิดขึ้นไปสู่ประเทศต่างๆ ทั่วโลกและลุกลามกลายเป็นวิกฤตเศรษฐกิจในที่สุด

สรุปผลการศึกษา

ในการศึกษาครั้งนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทต่อเงินสกุลหลักของโลก 3 สกุล คือ เงินดอลลาร์สหรัฐฯ เงินเยนญี่ปุ่น และเงินยูโร โดยใช้ทฤษฎี Sticky price monetary model ของ Frankel (1979) ซึ่งตัวแปรใน Monetary model นี้เป็นปัจจัยทางเศรษฐกิจมหภาคที่สำคัญ ได้แก่ ระดับรายได้ อัตราดอกเบี้ย อัตราเงินเฟ้อ และปริมาณเงิน โดยศึกษาตั้งแต่หลังการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนจากแบบตะกร้าเงินมาเป็นแบบลอยตัวในเดือนกรกฎาคม พ.ศ. 2540 ถึงเดือนธันวาคม พ.ศ. 2554 โดยใช้เทคนิค Cointegration ของ Gregory และ Hansen (1996) ในการวิเคราะห์ ซึ่งวิธีนี้จะบอกถึงช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงของโครงสร้างหรือ Structural break ด้วย ทำให้เราสามารถทราบถึงช่วงที่ทำให้ความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองมีการเปลี่ยนแปลง

จากผลการศึกษาพบว่า ในกรณีของเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ และเงินบาทต่อเยน มีความสัมพันธ์ในระยะยาว แต่กรณีของบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ ตัวแปรทุกตัวมีนัยสำคัญแต่สัมประสิทธิ์หน้าตัวแปรไม่เป็นไปตามทฤษฎีโดยมีเพียงระดับรายได้โดยเปรียบเทียบเท่านั้นที่มีเครื่องหมายถูกต้องตามทฤษฎีซึ่งสาเหตุที่ทำให้เป็นเช่นนี้ก็น่าจะมาจากช่วงเดือนที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือเดือนพฤศจิกายน พ.ศ. 2543 เป็นช่วงที่ดัชนีทางเศรษฐกิจที่สำคัญหลายรายการเริ่มส่งสัญญาณให้เห็นถึงการชะลอตัวของเศรษฐกิจสหรัฐฯ ที่ขยายตัวมาอย่างต่อเนื่อง ขณะที่เศรษฐกิจของประเทศไทยก็ยังอยู่ในช่วงฟื้นตัวจากวิกฤตเศรษฐกิจต้มยำกุ้งทำให้ต้องเปลี่ยนระบบอัตราแลกเปลี่ยนซึ่งทำให้ค่าเงินบาทของประเทศไทยยังคงผันผวน ในกรณีของบาทต่อเยนมีเพียงตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยที่มีนัยสำคัญเท่านั้น อีกทั้งเครื่องหมายก็ผิดไปจากทฤษฎีคาดว่าน่าจะมาจากช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างคือเดือน ตุลาคม พ.ศ. 2550 ซึ่งเป็นช่วงที่เกิดวิกฤตเศรษฐกิจ Subprime ขึ้นในประเทศสหรัฐฯ และได้ส่งผลต่อตลาดการเงินโลกในวงกว้าง ทำให้เศรษฐกิจประเทศญี่ปุ่นที่แม้ว่าจะมีการขยายตัวแต่ก็เริ่มส่งสัญญาณชะลอตัวอย่างชัดเจน ขณะที่การส่งออกก็หดตัวจากอุปสงค์ที่ลดลงของประเทศสหรัฐฯ ที่เป็นตลาดส่งออกที่สำคัญ ซึ่งจากวิกฤตที่เกิดขึ้นก็ทำให้เงินดอลลาร์สหรัฐฯ และเงินเยนซึ่งเป็นเงินสกุลหลักมีการเคลื่อนไหวที่ผันผวนทั้งจากแนวโน้มเศรษฐกิจการเงินโลกที่ไม่แน่นอนและความเชื่อมั่นของนักลงทุนที่อ่อนไหวและกังวลเกี่ยวกับ วิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้น ส่วนผลการศึกษาในกรณีของค่าเงินบาทต่อเงินยูโรนั้นพบว่า ไม่มีความสัมพันธ์กันในระยะยาว ซึ่งคาดว่าน่าจะมาจากการที่สกุลเงินยูโรเพิ่งจะเริ่มใช้ได้ไม่นาน ผลกระทบต่อเงินบาทไทย จึงยังไม่ชัดเจน อีกทั้งธุรกรรมส่วนใหญ่ของประเทศไทยยังอยู่ในรูปของเงินดอลลาร์สหรัฐฯ อีกทั้งวิกฤตหนี้สาธารณะในยุโรปก็ส่งผลกับประเทศไทยในแง่ของการค้า ดังนั้นการเคลื่อนไหวของค่าเงินยูโรจึงยังไม่ได้ส่งผลกระทบต่อการเคลื่อนไหวของค่าเงินบาทมากนัก

ซึ่งผลการศึกษาที่ได้สอดคล้องกับงานศึกษาของ นงนุช อินทรวิเศษ (2543) และ ดาว ชุ่มตะขบ (2544) ในกรณีของค่าเงินบาทกับดอลลาร์สหรัฐ ซึ่งศึกษาใน

ช่วงปี พ.ศ. 2540-2542 โดยตัวแปรทุกตัวมีนัยสำคัญ แต่ตัวแปรส่วนต่างอัตราดอกเบี้ยและส่วนต่างการคาดการณ์เงินเฟ้อมีเครื่องหมายผิดไปจากทฤษฎี ทั้งนี้น่าจะมีสาเหตุจากความผันผวนของอัตราแลกเปลี่ยนในช่วงขณะนั้นที่เกิดจากการเปลี่ยนแปลงระบบอัตราแลกเปลี่ยนเมื่อปี พ.ศ. 2540 ซึ่งตรงกับผลการวิเคราะห์ที่มีการเปลี่ยนแปลงโครงสร้างในช่วงปี พ.ศ. 2543 ทำให้ผลการศึกษาออกมาสอดคล้องกัน โดย Meese และ Rogoff (1983) ได้บอกสาเหตุที่ Monetary model อาจจะให้ผลการพยากรณ์ที่ไม่ดีว่าอาจจะเกิดจากวิกฤตเศรษฐกิจ ซึ่งในขณะนั้นได้เกิดวิกฤตการณ์น้ำมันและเกิดการเปลี่ยนแปลงในนโยบายมหภาค ทำให้แบบจำลองไม่สามารถอธิบายการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยนได้ ในขณะที่ผลการศึกษากรณีของค่าเงินบาทต่อเยนและค่าเงินบาทต่อยูโร ไม่สอดคล้องกับผลการศึกษาในอดีต อาจจะมีสาเหตุมาจากการที่เทคนิค Cointegration ที่ใช้ในการวิเคราะห์ได้ให้การเปลี่ยนแปลงโครงสร้างเป็นตัวแปรหนึ่งในการวิเคราะห์ด้วย รวมถึงการที่เกิดวิกฤตเศรษฐกิจต่างๆ ในช่วงที่ทำการศึกษา ทำให้ผลที่ออกมาแตกต่างจากผลการศึกษาในอดีต

ข้อเสนอแนะ

วิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นส่งผลต่อความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองทำให้ผิดไปจากทฤษฎี ซึ่งหากเป็นในสถานการณ์ปกติ การดำเนินนโยบายการเงินหรือการคลังใดๆ ย่อมทำให้เกิดผลทางเศรษฐกิจเป็นไปตามทฤษฎี แต่เมื่อเกิดวิกฤตเศรษฐกิจขึ้น การดำเนินนโยบายก็อาจจะไม่ได้ผล เนื่องมาจากความเชื่อมั่นทั้งของผู้ผลิตและผู้บริโภครวมทั้งนักลงทุนที่มีความกังวลต่อภาวะเศรษฐกิจในขณะนั้น และจากผลการศึกษาในกรณีของเงินบาทต่อดอลลาร์สหรัฐฯ พบว่า ตัวแปรระดับรายได้โดยเปรียบเทียบมีผลต่ออัตราแลกเปลี่ยนมากที่สุดในระยะยาวและมีเครื่องหมายเป็นไปตามทฤษฎี ดังนั้นการจะรักษาเสถียรภาพของอัตราแลกเปลี่ยนไม่ให้ผันผวน ควรจะดำเนินนโยบายให้เศรษฐกิจมีการขยายตัวและเจริญเติบโตอย่างเหมาะสม จะทำให้ผู้บริโภค ผู้ผลิตรวมทั้งนักลงทุนและผู้ประกอบการมีความเชื่อมั่นที่จะบริโภค ผลิตหรือนำเงินมาลงทุนโดยไม่ต้องกังวลกับความเสี่ยงที่จะเกิดขึ้น และจากการที่ประเทศไทยใช้กรอบอัตราเงินเฟ้อเป็นเป้าหมายในการดำเนินนโยบายก็จะทำให้การคาดการณ์เงินเฟ้อมีเสถียรภาพและส่งผลให้เศรษฐกิจของประเทศไทยมีเสถียรภาพด้วย

เนื่องจากการศึกษาครั้งนี้ศึกษาตั้งแต่ช่วงที่ประเทศไทยเปลี่ยนระบบอัตราแลกเปลี่ยนซึ่งช่วงแรกนั้นอัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทยมีความผันผวนมาก ดังนั้นผลกระทบจากวิกฤตเศรษฐกิจที่เกิดขึ้นในช่วงหลังอาจจะยังเห็นผลไม่ชัดเจนนัก ในการศึกษาครั้งต่อไปอาจจะเริ่มศึกษาในช่วงที่อัตราแลกเปลี่ยนของประเทศไทยเริ่มมีเสถียรภาพแล้ว ถึงแม้ว่าเงินยูโรจะเริ่มใช้ตั้งแต่มกราคม พ.ศ. 2542 แล้ว แต่ข้อมูลอัตราแลกเปลี่ยนบาทต่อยูโรเพิ่งจะมีข้อมูลในเดือน มกราคม พ.ศ. 2545 ดังนั้นในการศึกษาครั้งต่อไปเมื่อข้อมูลมีมากขึ้น และเศรษฐกิจสหภาพยุโรปฟื้นตัวน่าจะทำให้มีความสัมพันธ์ระหว่างเงินบาทกับเงินยูโร

กิตติกรรมประกาศ

ขอขอบคุณบัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยขอนแก่น ที่ให้เงินทุนในการศึกษาวิจัยครั้งนี้ และขอขอบคุณผู้ทรงคุณวุฒิและผู้เข้าร่วมการประชุมวิชาการเสนอผลงานวิจัยระดับบัณฑิตศึกษาแห่งชาติครั้งที่ 29 ณ มหาวิทยาลัยแม่ฟ้าหลวง ระหว่างวันที่ 24-25 ตุลาคม พ.ศ. 2556 ที่ให้ข้อเสนอแนะ

เอกสารอ้างอิง

กมลวรรณ คำแก้ว. (2548). แบบจำลองทางการเงินสำหรับการกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนเงินตราต่างประเทศของไทย. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.

ชิต มหาสุวีระชัย. (2545). ผลของอัตราดอกเบี้ยต่ออัตราแลกเปลี่ยน: ภายหลังการใช้ระบบอัตราแลกเปลี่ยนแบบลอยตัว. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ คณะพัฒนาการเศรษฐกิจ สถาบันบัณฑิตพัฒนบริหารศาสตร์.

ดาว ชุ่มตะขบ. (2544). ปัจจัยที่มีอิทธิพลต่ออัตราแลกเปลี่ยนและการพยากรณ์ค่าเงินบาท. วิทยานิพนธ์ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

ธนาคารแห่งประเทศไทย. (2554). **รายงานเศรษฐกิจและการเงินรายเดือน.** กรุงเทพฯ: ธนาคารแห่งประเทศไทย.

ธนาคารแห่งประเทศไทย. (2541). **รายงานเศรษฐกิจและการเงินประจำปี.** กรุงเทพฯ: ธนาคารแห่งประเทศไทย.

นงนุช อินทรวิเศษ. (2543). ประสิทธิภาพของแบบจำลองอัตราแลกเปลี่ยน. วิทยานิพนธ์ ปริญญาวิทยาศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์.

นิธินันท์ วิศเวศวร. (2539). แบบจำลองการเคลื่อนไหวของอัตราแลกเปลี่ยน. **วารสารเศรษฐศาสตร์ธรรมศาสตร์,** 14(3), 23-47.

สุนิศา ทิพย์สุข. (2549). ปัจจัยกำหนดอัตราแลกเปลี่ยนระหว่างเงินบาทกับดอลลาร์สหรัฐฯ ตามแบบจำลอง Real Interest Rate Differential. วิทยานิพนธ์ปริญญาเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยรามคำแหง.

สุภาวินี ไชยจุมพล. (2548). แบบจำลองทางการเงินที่เหมาะสมกับประเทศไทยในระบบอัตราแลกเปลี่ยนลอยตัวแบบจัดการ. การศึกษาอิสระเศรษฐศาสตรมหาบัณฑิต สาขาเศรษฐศาสตร์ธุรกิจ คณะวิทยาการจัดการ มหาวิทยาลัยขอนแก่น.

Bilson, J. F. O. (1978). The monetary approach to the exchange rate: Some empirical evidence. **IMF Staff Papers,** 25(3), 48-75.

Dornbush, R. (1976). Expectation and exchange rate dynamics. **Journal of Political Economy,** 84(12), 1161-1176.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. **Econometrica,** 55(2), 251-76.

Frankel, J. A. (1979). On the mark: A theory of Floating exchange rate based on real interest rate differentials. **American Economic Review,** 69(9), 610-622.

Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics,** 70, 99-126.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximumation Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money. **Oxford bulletin of economics and statistics,** 52, 169-210.

Junttila, J. and Korhonen, M. (2011). Nonlinearity and time-variation in the monetary model of exchange rates. **Journal of Macroeconomics,** 33(2), 288-302.

Kia, A. (2012). Determinants of the real exchange rate in a small open economy: Evidence from Canada. **Journal of International Financial Markets,** 23, 163-178.

Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? **Journal of International Economics,** 14(3), 3-24.

Nautz, D. and Offermanns, C. J. (2006). Does the Euro follow the German mark? Evidence from the monetary model of the exchange rate. **European Economic Review,** 50(5), 1279-1295.

Sarno, L. and Taylor, M. P. (2002). **The economics of exchange rates.** Cambridge: Cambridge University Press.

Tawadros, G. B. (2008). A structural time series test of the monetary model of exchange rates under four big inflations. **Economic Modelling,** 25(6), 1216-1224.

Wolff, C. P. (1987). Time-varying parameters and the out-of-sample forecasting performance of structural exchange rate models. **Journal of Business & Economic Statistics,** 5(1), 87-97.

Perron, P., (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica 57,** 1361-1401.

Zivot, E. and Andrew, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics,** 10(3), 251-270.