บทที่ 4

แบบจำลองและโครงร่างทางทฤษฎี

ฟังก์ชันอุปสงค์ของเงินในประเทศไทย มีลักษณะคล้ายคลึงกับฟังก์ชันอุปสงค์ของเงินในประเทศกำลังพัฒนาอื่นๆ กล่าวคืออุปสงค์ของเงินจะเป็นฟังก์ชันของระดับรายได้ อัตราผลตอบแทนของการถือเงิน และอัตราผลตอบแทนของการถือสินทรัพย์อื่นๆ ซึ่งแบบจำลองอุปสงค์ของเงินในประเทศกำลังพัฒนา จะมีความแตกต่างกับแบบจำลองที่ปรากฏในประเทศพัฒนาแล้ว อันเนื่องมาจากความแตกต่างของสภาพแวดล้อมทางการเงิน โดยเฉพาะระดับของการพัฒนาของตลาดเงินและตลาดทุน ซึ่งส่งผลให้ตัวแปรกำหนดในแบบจำลองอุปสงค์ของเงินมีความแตกต่างกัน

4.1 <u>แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาและสมมติฐานที่ใช้ในการศึกษา</u>

ตัวแปรระดับรายได้ที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ จะใช้ตัวแปรผลิตภัณฑ์ภายในประเทศเบื้องต้น (GDP) เป็นตัวแทน (proxy) ซึ่งสอดคล้องกับลักษณะโครงสร้างทางเศรษฐกิจของประเทศไทย ซึ่งระดับการพัฒนาของตลาดเงินและตลาดทุนไม่สูงนัก ส่งผลให้สินทรัพย์ทางการเงินที่หมุนเวียนอยู่ในระบบเศรษฐกิจมีจำนวนน้อย และไม่สามารถสะท้อนถึงระดับความมั่งคั่ง (wealth) ของบุคคลในระบบเศรษฐกิจได้จริง ดังนั้นบุคคลจะมีแนวโน้มที่จะถือเงินเป็นสัดส่วนที่สูงต่อระดับผลผลิตโดยรวม โดยเงินจะเป็นสินทรัพย์ที่แสดงถึงระดับความมั่งคั่งของผู้ถือ ซึ่งจะต่างจากกรณีของประเทศที่มีการพัฒนาระบบการเงิน ซึ่งบุคคลจะถือเงินรวมกับสินทรัพย์ทางการเงินอื่นๆ โดยจะถือเงินเพื่อการจับจ่ายใช้สอย และถือสินทรัพย์อื่นๆ เพื่อการออม ระดับรายได้ที่เพิ่มสูงขึ้นจะส่งผลให้ระดับการถือเงินเพิ่มสูงขึ้นด้วย ดังนั้นตัวแปรรายได้จะมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับตัวแปรปริมาณเงิน

ค่าความยืดหยุ่นที่คาดการณ์ของอุปสงค์ของเงินทั้งสองความหมายต่อระดับรายได้ของช่วงเวลาก่อนปล่อยเสรีทางการเงินเต็มขั้น ควรจะมีค่ามากกว่าหนึ่ง โดยมีสมมติฐานว่าจากผลของการพัฒนาระบบการเงิน (Monetization) จะกระตุ้นให้เกิดการถือเงินเพิ่มขึ้นมากกว่าสัดส่วนของรายได้ที่เพิ่มขึ้น เนื่องจากการขาดแคลนสินทรัพย์ทางการเงินที่จะถือครองเพื่อการออม ดังที่ Aghevli[1] (1979) ได้ชี้ให้เห็นว่า

" .. in general, the long run income elasticities tend to be grater than unity, which is a fairly standard result in developing countries. For financially developed economies one would expect a proportional relationship between real income and real money balance, but in developing economics the demand for money balance may well raise at a faster rate than income because of monetization, limited opportunities to economize on cash balances and the paucity of other financial assets in which to hold savings. "

และสอดคล้องกับแนวคิดของ Friedman (1971)[2] เกี่ยวกับเรื่องนี้ว่า

" there is no reason why the elasticity of the demand for money with respect to per capita real income should not be either less than one or greater than one at any particular level of income or why it should be the same at all levels of real income. The empirical evidence seem to indicate that the elasticity is generally greater than unity, perhaps in the neighbourhood of 1.5 to 2.0 for economies in a period of rapid economic development and of 1.0 to 1.5 for other circumstance."

และคาดว่าควรจะมีค่าลดลงหลังจากมีการปล่อยเสรีทางการเงินแล้ว เนื่องจากการปล่อยเสรีทางการเงินในประเทศไทยได้มีการดำเนินการอย่างมาอย่างต่อเนื่องตั้งแต่ปี พ.ศ. 2523 แต่เป็นการ

---

[1] Aghevli , M Khan, P Narvekar and A Short, "Monetary Policy in Selected Developing Countries", IMF Staff Papers, Vol 26 (1979)

[2] M. Friedman, "A Monetary theroy of Nominal Income", In Clayton, Gilbert and Sedgwiek, Monetary Theory and Monetary Policy in the 70s, Oxford: Oxford University Press ,(1971)

ดำเนินการแบบค่อยเป็นค่อยไป และได้มีการดำเนินการอย่างเต็มรูปแบบพร้อมๆ กันในหลายด้านในปี พ.ศ. 2533 เป็นต้นมา ตามแผนพัฒนาระบบการเงินขั้นที่หนึ่งและสองตามลำดับ ดังนั้นผลของ *Monetization* ตามแนวคิดข้างต้น ควรจะส่งผลกระทบต่อพฤติกรรมการถือเงินของหน่วยเศรษฐกิจในช่วงก่อนที่จะมีการปล่อยเสรีเต็มรูปแบบ โดยในช่วงหลังจากที่ได้มีการปล่อยเสรีทางการเงิน โดยเฉพาะมาตรการปล่อยเสรีในอัตราดอกเบี้ย และการผ่อนคลายการควบคุมการปริวรรตเงินตรา จะส่งผลให้สินทรัพย์ทางการเงินใหม่ ๆ เพิ่มขึ้น ซึ่งจะส่งผลให้หน่วยเศรษฐกิจมีทางเลือกในการจัดสรรระดับการถือเงินของตนให้เกิดประโยชน์สูงสุดได้ ค่าความยืดหยุ่นต่ออัตราดอกเบี้ยของอุปสงค์ของเงินทั้งสองความหมายจึงควรมีค่าลดลง

ตัวแปรต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินในความหมายแคบ จะพิจารณาตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ร่วมกับตัวแปรอัตราดอกเบี้ยออมทรัพย์ การที่อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์มีบทบาทในการเป็นตัวแปรกำหนดต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินนั้น เนื่องมาจากแนวคิดที่ว่าในระบบเศรษฐกิจที่ระบบการเงินยังไม่มีการพัฒนามากพอ ประชาชนจะเลือกถือสินทรัพย์ถาวร (real asset) เป็นสินทรัพย์ทดแทนกับเงิน ส่งผลให้อัตราเงินเฟ้อซึ่งเป็นอัตราผลตอบแทนที่คาดการณ์ของสินทรัพย์ถาวร มีบทบาทในการอธิบายต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงิน และในบางกรณีจะเป็นตัวกำหนดที่ดีกว่าอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน ซึ่งเป็นอัตราผลตอบแทนที่คาดการณ์ของสินทรัพย์ทางการเงิน นอกจากนี้การใช้อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์กับอัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน เป็นตัวแปรที่แสดงถึงต้นทุนค่าเสียโอกาสในแบบจำลองอุปสงค์การถือเงินร่วมกันอาจจะช่วยให้ผลการทดสอบมีความสมบูรณ์ขึ้น โดยไม่ก่อให้เกิดปัญหาจากการที่ตัวแปรมีความสัมพันธ์กัน (multicollinearity problem) ดังจะเห็นได้จากการศึกษาอุปสงค์ของเงินในอดีต เช่น การศึกษาของ Darrat (1985) Akhtar (1988) และ Wilaipich (1994) เป็นต้น ในขณะที่อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงิน เริ่มมีบทบาทในการเป็นตัวแปรอธิบายต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินได้ดีขึ้น ในช่วงหลังจากที่มีการปล่อยเสรีทางการเงิน ดังจะเห็นได้จากการศึกษาของ Tseng and Corger (1991) Hataiseree (1993) และ Masih and Masih (1996) เป็นต้น จากแนวคิดดังกล่าวข้างต้น ในการศึกษาครั้งนี้จึงได้ทำการทดสอบทั้งสองตัวแปรเพื่อเปรียบเทียบความสามารถในอธิบายพฤติกรรมการถือเงิน โดยตัวแปรอัตราดอกเบี้ยจะใช้อัตราดอกเบี้ยเงินฝากออมทรัพย์ (rsav) เป็นตัวแปรต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินในความหมายแคบในการ

ทดสอบ ในขณะที่ตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์ (π^e) จะประมาณการจากตัวแปรอัตราเงินเฟ้อย้อนหลังไป 6 ไตรมาส[3] และอัตราเงินเฟ้อจะประมาณการจากอัตราการเจริญเติบโต (growth rate) ของตัวแปรดัชนีราคาผู้บริโภค (Consumer Price Index : CPI) ย้อนหลังไป 4 ไตรมาส (cpi_t - cpi_{t-4}/cpi_{t-4}) โดยการประมาณการอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์โดยวิธีนี้ จะมีสมมติฐานที่สำคัญว่าบุคคลจะมีการคาดการณ์ในอัตราเงินเฟ้อ โดยพิจารณาจากระดับอัตราเงินเฟ้อในอดีต (Adaptive Expection) โดยที่อัตราดอกเบี้ยที่เพิ่มสูงขึ้นจะสะท้อนให้เห็นถึงต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินในความหมายแคบ ดังนั้นอัตราดอกเบี้ยจึงมีทิศทางตรงกันข้ามกับอุปสงค์ของเงิน ในขณะที่อัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์จะมีทิศทางตรงกันข้ามกับอุปสงค์ของเงิน เนื่องจากถ้าบุคคลคาดการณ์ว่าอัตราเงินเฟ้อจะมีค่าสูงขึ้น ก็จะทำการเลือกถือสินทรัพย์ถาวร หรือเปลี่ยนไปถือเงินใน ความหมายกว้างแทน เพื่อรักษามูลค่าของเงินที่ตนถือเอาไว้

ตัวแปรผลตอบแทนของการถือเงินในความหมายกว้างจะพิจารณาจากอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 12 เดือน (rtime) โดยที่บุคคลอาจจะทำการถือเงินในความหมายกว้างเพิ่มขึ้น เมื่ออัตราดอกเบี้ยมีค่าสูงขึ้น ดังนั้นตัวแปรอัตราดอกเบี้ยดังกล่าวจึงควรมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับอุปสงค์ของเงินในความหมายกว้าง

ค่าความยืดหยุ่นที่คาดการณ์ของอุปสงค์ของเงินทั้งสองความหมายต่ออัตราดอกเบี้ยควรมีค่าเพิ่มขึ้นในช่วงหลังจากที่มีการปล่อยเสรีทางการเงิน แล้ว เนื่องจากหลังจากการปล่อยเสรีในอัตราดอกเบี้ยควรส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยที่เป็นตัวเงินมีบทบาทในการกำหนดพฤติกรรมการถือเงินของบุคคลมากขึ้น

ตัวแปรต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินในความหมายกว้าง จะพิจารณาจากผลตอบแทนของการถือสินทรัพย์อื่นๆ ซึ่งคาดว่าควรจะสามารถแสดงต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินในความหมายกว้างได้ดีกว่าตัวแปรอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบ (relative interest rate) ประเภทต่างๆ เช่น อัตราดอกเบี้ยที่ได้จากการถือตั๋วสัญญาใช้เงินของสถาบันการเงิน (Financial

---

[3] ดูรายละเอียดการประมาณการเพิ่มเติมได้จากภาคผนวก ข

companies's promissory note) อัตราดอกเบี้ยจากการถือหลักทรัพย์หรือพันธบัตรรัฐบาล (Government Bond) และอัตราดอกเบี้ยของธนาคารพาณิชย์ที่ตั้งขึ้นเพื่อวัตถุประสงค์เฉพาะด้านอื่นๆ เช่น อัตราดอกเบี้ยของธนาคารอาคารสงเคราะห์ หรือธนาคารเพื่อการเกษตรและสหกรณ์ เป็นต้น รวมถึงผลต่างของอัตราดอกเบี้ยดังกล่าวกับอัตราดอกเบี้ยถัวเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักของเงินฝากออมทรัพย์ และเงินฝากประจำ ทั้งนี้เนื่องจากอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบดังกล่าว มิได้มีการจัดเก็บรวบรวมเอาไว้อย่างเป็นระบบ ทำให้มีจำนวนข้อมูลน้อย และในอดีตอัตราดอกเบี้ยเหล่านี้มีการเปลี่ยนแปลงน้อยมาก อันเป็นผลมาจากการควบคุมในระบบการเงิน อัตราดอกเบี้ยดังกล่าวจึงมีแนวโน้มที่จะเป็นเพียงอัตราดอกเบี้ยที่มีการกำหนดค่าขึ้น (quote rate) ไม่สามารถที่จะสะท้อนถึงระดับราคาในตลาดเงินได้จริง ดังนั้นจึงได้พิจารณาต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินในความหมายกว้าง จากผลตอบแทนจากการถือสินทรัพย์ทดแทนอื่นๆ ซึ่งได้แก่ผลตอบแทนที่คาดการณ์ของการลงทุนในตลาดทุน ซึ่งนอกจากจะสะท้อนถึงต้นทุนเปรียบเทียบในการถือเงินแล้ว ยังสะท้อนถึงผลของมาตรการต่างๆ ในการพัฒนาตลาดทุนอีกด้วย โดยตัวแปรดังกล่าวได้แก่อัตราการเติบโตของดัชนีราคาหลักทรัพย์ (SET Index) อัตราเงินปันผลตอบแทน (market dividend yield: DVD) และอัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิ (market price per earning ratio: P/E) ซึ่งถ้าผลตอบแทนจากการลงทุนในตลาดทุนสูง ความต้องการถือเงินจะต่ำเนื่องจากบุคคลจะเลือกถือสินทรัพย์ในตลาดทุนทดแทนการถือเงิน ดังนั้นตัวแปรดัชนีราคาหลักทรัพย์และอัตราเงินปันผลตอบแทน จะมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณเงินทั้งสองความหมาย ในขณะที่อัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิอาจจะมีความสัมพันธ์กับอุปสงค์ของเงินได้ทั้งสองทิศทาง เนื่องจากอัตราส่วนดังกล่าวจะสะท้อนถึงส่วนกลับของผลตอบแทนในการลงทุนในตลาดทุน โดยถ้าอัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิมีค่าสูง จะแสดงถึงผลตอบแทนของการลงทุนในตลาดทุนที่ต่ำ และถ้าบุคคลเลือกที่จะถือเงินเอาไว้โดยไม่นำไปลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ เครื่องหมายของค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิกับปริมาณเงินก็จะมีทิศทางเดียวกัน และถ้าอัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิมีค่าสูง แต่บุคคลมีการเคลื่อนย้ายจากการถือเงินไปเป็นหลักทรัพย์ แสดงให้เห็นว่าบุคคลไม่สนใจที่จะลงทุนโดยพิจารณาจากผลตอบแทนที่แท้จริงของการลงทุน แต่ตัดสินใจลงทุนโดยพิจารณาจากระดับราคาที่เพิ่มสูงขึ้น โดยจะคาดการณ์ว่าราคาของหลักทรัพย์จะมีราคาสูงอีกขึ้นในระยะสั้น จึงทำการลงทุนในตลาด ซึ่งแสดงให้เห็นถึง

พฤติกรรมในการถือเงินเพื่อการเก็งกำไรของบุคคล ซึ่งในกรณีดังกล่าวนี้ ก็ทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรดังกล่าวต่ออุปสงค์ของเงินจะมีทิศทางตรงกันข้ามต่อกัน

นอกจากตัวแปรผลตอบแทนของการลงทุนในตลาดทุนดังข้างต้นแล้ว ตัวแปรอื่นๆ ซึ่งจะถูกนำมาทดสอบผลกระทบของการปล่อยเสรีทางการเงินต่ออุปสงค์ของเงินในการศึกษาครั้งนี้ จะแบ่งออกได้เป็นสองกลุ่มคือ กลุ่มของตัวแปรซึ่งสะท้อนถึงผลกระทบของการเปลี่ยนแปลงสภาพแวดล้อมในตลาดเงินจากมาตรการต่างๆ ในการพัฒนาระบบการเงิน (Monetization) ซึ่งได้แก่ตัวแปรอัตราส่วนของสินทรัพย์ที่มีสภาพใกล้เคียงเงินต่อปริมาณเงินในความหมายแคบ (Quasi money/M1: inno) และอีกกลุ่มหนึ่งคือตัวแปรซึ่งสะท้อนถึงผลกระทบของปัจจัยทางการเงินภายนอกประเทศต่อระดับของการถือเงินในประเทศของหน่วยเศรษฐกิจ ซึ่งได้แก่ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ (foreign interest rate: R^f) โดยจากการศึกษาในอดีตพบว่าตัวแปรอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ จะมีอิทธิพลในการกำหนดพฤติกรรมการถือเงินของหน่วยเศรษฐกิจในประเทศในระดับหนึ่ง ดังจะเห็นได้จากการศึกษาของ Arango and Nadiri (1982), Darat (1986), Arize (1991,1992), Raktabut (1988) และ A. Masih and R. Masih(1996) เป็นต้น โดยพบว่าตัวแปรดังกล่าวมีความสัมพันธ์อย่างนัยสำคัญทางสถิติกับอุปสงค์ของเงิน ถึงแม้ว่าการศึกษาโดย Hataiseree (1994) และ Tseng and Corger (1994) จะไม่พบลักษณะของความสัมพันธ์ดังกล่าวก็ตาม ตัวแปร R^f ซึ่งแทนด้วย *Euro-Dollar rate รายไตรมาส* จะมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับอุปสงค์ของเงินใน เนื่องจากในระบบเศรษฐกิจแบบเปิดขนาดเล็ก (small open economy) ต้นทุนค่าเสียโอกาสของการถือเงินจากภายนอกประเทศ ซึ่งสะท้อนผ่านอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ จะมีแรงกดดันต่อการตัดสินใจถือเงินของบุคคลเช่นเดียวกับอัตราดอกเบี้ยในประเทศจากผลของการเชื่อมโยงกันระหว่างระบบการเงินในประเทศ โดยมีแนวคิดว่าอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศเป็นต้นทุนที่สำคัญในการกู้ยืมจากต่างประเทศ ถ้าหากต้นทุนในส่วนนี้สูงขึ้น ก็จะมีส่วนผลักดันให้อัตราดอกเบี้ยในประเทศสูงขึ้นด้วย

ตัวแปร inno จะสะท้อนถึงการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการจัดสรรสินทรัพย์ของบุคคล (Portfolio shift) อันเนื่องมาจากเพิ่มขึ้นของสินทรัพย์ทางการเงินใหม่ๆ ในระบบการเงิน และจะวัดผลของนวัตกรรมทางด้านเทคโนโลยีในระบบการเงิน โดยเฉพาะเทคโนโลยีในการ

พัฒนาระบบการชำระเงิน เช่น เครื่องฝากถอนเงินอัตโนมัติ (ATM) การโอนเงินทางอิเลคทรอนิคส์ (Automatic Fund Transfer System : ATS) หรือการหักบัญชีรายย่อย ณ. จุดขาย (Electronic Fund Transfer at Point of sales : EFT/POS) และการเพิ่มขึ้นของธุรกรรมทางการเงินผ่านบัตรเครดิต เป็นต้น ซึ่งคาดว่าจะส่งผลให้พฤติกรรมการถือเงินของบุคคลเปลี่ยนแปลงไปจากเดิม โดยจะมีความต้องการถือเงินในความหมายแคบลดลงและถือสินทรัพย์ที่มีสภาพใกล้เคียงกับเงิน (Quasi-money) มากขึ้น ตัวแปร inno ดังกล่าว จะมีความสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับปริมาณเงินในความหมายแคบ และมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับปริมาณเงินในความหมายกว้าง

จากผลการทดสอบในเบื้องต้น พบว่าตัวแปรอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์[4] ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบต่างๆ รวมถึงตัวแปรอัตราการเติบโตของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ ไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติกับอุปสงค์ของเงินทั้งสองความหมาย โดยในกรณีของอัตราเงินเฟ้อที่คาดการณ์นั้น คาดว่าอาจจะเป็นผลมาจากการเปลี่ยนแปลงแวดล้อมทางการเงินจากการปล่อยเสรีทางการเงิน โดยเฉพาะการปล่อยเสรีในอัตราดอกเบี้ย ซึ่งส่งผลให้อัตราดอกเบี้ยสามารถสะท้อนสภาพคล่องในระบบการเงิน และมีบทบาทในการกำหนดพฤติกรรมการถือเงินมากขึ้น ในขณะที่การไม่มีนัยสำคัญของความสัมพันธ์ของตัวแปรอัตราดอกเบี้ยเปรียบเทียบ อาจจะมีสาเหตุมาจากความไม่สมบูรณ์ของข้อมูลเป็นสำคัญ ในกรณีของตัวแปรผลตอบแทนจากการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์นั้น พบว่าอัตราการเติบโตของดัชนีราคาตลาดหลักทรัพย์ไม่มีความสัมพันธ์ที่มีนัยสำคัญกับอุปสงค์ของเงิน ซึ่งสอดคล้องกับการศึกษาของ Hataiseree และ Wilaipich โดยอาจพิจารณาได้ว่าเนื่องจากตัวแปรดังกล่าวจะสะท้อนถึงความผันผวนของระดับราคาในตลาดหลักทรัพย์ ซึ่งจะแสดงแนวโน้มของสภาพคล่องในตลาดโดยรวม แต่ไม่อาจถือได้ว่าเป็นตัวแทนของอัตราผลตอบแทนของการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ที่แท้จริง ในขณะที่ตัวแปรอัตราเงินปันผลตอบแทน (Market Dividendl Yield: DVD) และอัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิ (Market Price per Earning Ratio: P/E) พบว่ามีความสัมพันธ์กับอุปสงค์ของเงินทั้งสองความหมายอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ โดยอัตราส่วนราคาปิดต่อกำไรสุทธิจะมีบทบาทในการ

---

[4] สามารถพิจารณาผลการทดสอบอุปสงค์ของเงินต่ออัตราเงินเฟ้อได้จากภาคผนวก ค

สะท้อนต้นทุนของการถือเงินได้ดีกว่า ดังนั้นในการศึกษานี้จึงได้เลือกใช้ตัวแปรดังกล่าว แทนอัตราผลตอบแทนจากการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์ โดยสรุป เราจะสามารถแสดงฟังก์ชันอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบและความหมายกว้างได้ดังนี้

$$m_1^d = f_1(y, R_0, R_i, inno, foreign) \quad _____(4.1)$$

$$m_2^d = f_2(y, R_0, R_i, inno, foreign) \quad _____(4.2)$$

โดยที่ m_1^d = อุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ

m_2^d = อุปสงค์การถือเงินในความหมายกว้าง

y = ผลิตภัณฑ์ภายในประเทศเบื้องต้นรายไตรมาส

R_0 = อัตราดอกเบี้ยภายในประเทศ

R_i = อัตราผลตอบแทนของการลงทุนในตลาดหลักทรัพย์

inno = ตัวแปรนวัตกรรมทางการเงิน

foreign = ตัวแปรอัตราดอกเบี้ยต่างประเทศ

และสามารถแสดงแบบจำลองอุปสงค์การถือเงินในความหมายแคบ และความหมายกว้างได้ดังนี้

$$\ln m_{1t} = \alpha_0 + \overset{+}{\alpha_1}\ln y_t + \overset{-}{\alpha_2}\ln R_{ot} + \overset{+/-}{\alpha_3}\ln R_{it} + \overset{-}{\alpha_4}\ln inno_t + \overset{-}{\alpha_5}\ln foreign_t + \varepsilon_{1t} \quad ____(4.3)$$

$$\ln m_{2t} = \beta_0 + \overset{+}{\beta_1}\ln y_t + \overset{+}{\beta_2}\ln R_{ot} + \overset{+/-}{\beta_3}\ln R_{it} + \overset{+}{\beta_4}\ln inno_t + \overset{-}{\beta_5}\ln foreignt + \varepsilon_{2t} \quad ____(4.4)$$

จากที่ได้แสดงทิศทางของความสัมพันธ์ของตัวแปรต่างๆ กับอุปสงค์ของเงินดังข้างต้น เราจะได้ว่า

$\alpha_1 > 0$ และ $\alpha_2, \alpha_4, \alpha_5 < 0$ โดยที่ α_3 มีทิศทางเป็นไปได้ทั้งสองอย่าง

$\beta_1, \beta_2, \beta_4 > 0$ และ $\beta_5 < 0$ โดยที่ β_3 มีทิศทางเป็นไปได้ทั้งสองอย่าง

4.2 <u>แบบจำลองอุปสงค์การถือเงินในระยะสั้น</u>

แบบจำลองอุปสงค์การถือเงินที่แสดงในสมการที่ (4.3) และ (4.4) เป็นแบบจำลองซึ่งแสดงถึงความสัมพันธ์ของอุปสงค์ของเงินและตัวแปรกำหนดต่างๆ ในระยะยาว โดยจะมีสมมติฐานว่าอุปสงค์ของเงินจะมีการเปลี่ยนแปลงในทันทีที่เกิดการเปลี่ยนแปลงในระดับราคา ระดับรายได้ และตัวแปรกำหนดอื่นๆ แต่ในสภาพความเป็นจริง การเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงินจะไม่เกิดขึ้นทันที อันเนื่องจากผลของปัจจัยต่างๆ ที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงิน เช่น ความไม่สมบูรณ์ของข้อมูล (Imperfect Information) ต้นทุนในการเปลี่ยนแปลงการถือสินทรัพย์ (adjustment cost) และผลของการคาดการณ์ในระดับราคา รายได้ และอัตราดอกเบี้ย ส่งผลให้การเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงินดังกล่าวต้องใช้เวลาในการปรับตัว (lad adjustment) ในการตอบสนองต่อการเปลี่ยนแปลงที่เกิดขึ้น โดยคำนึงถึงผลของความล่าช้าในการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงินดังกล่าว การทดสอบอุปสงค์การถือเงินในระยะสั้น จึงต้องใช้แบบจำลองระยะสั้นที่สามารถสะท้อนลักษณะการปรับตัวดังกล่าวได้ ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ จะทำการศึกษาโดยใช้แบบจำลอง Partial adjustment (PAM) หรือ แบบจำลอง Error Correction Mechanism (ECM)

4.2.1 <u>แบบจำลอง Partial adjustment</u>

แบบจำลอง PAM มีสมมติฐานที่สำคัญคือ การกำหนดลักษณะของขบวนการปรับตัวในระยะสั้นกับระยะยาว โดยการกำหนดให้ระดับการถือเงินที่แท้จริง (actual money holding) ปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพหรือระดับการถือเงินที่ต้องการอย่างช้าๆ โดยมีอัตราการปรับตัวที่คงที่ในระดับหนึ่ง ซึ่งการปรับตัวจะมีลักษณะอย่างไร จะขึ้นอยู่กับข้อจำกัดหรือสมมติฐานที่พิจารณา แบบจำลอง PAM ที่ใช้มากในการศึกษา ได้แก่แบบจำลอง Real Partial adjustment ที่พัฒนาขึ้นโดย Chow(1966) และแบบจำลอง Nominal Partial adjustment ซึ่งพัฒนาขึ้นโดย Goldfeld (1973) โดยที่ Chow จะวัดอุปสงค์ของเงินในรูปมูลค่าที่แท้จริง (real term) โดยกำหนดเงื่อนไขของการปรับตัวว่าเกิดจากการที่ในระบบเศรษฐกิจ มีต้นทุนในการเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงิน (Portfolio adjustment cost) ซึ่งทำให้ระดับการถือเงินที่แท้จริง (actual money holding) ไม่

สามารถปรับตัวเข้าสู่ระดับการถือเงินที่ต้องการได้ทันที สามารถแสดงกลไกการปรับตัวดังกล่าวได้ดังนี้

$$\ln m_t - \ln m_{t-1} = \delta_C(\ln m^*_t - \ln m_t) \qquad 0<\delta_C<1 \qquad \text{(4.5)}$$

โดยที่ m_t = ระดับการถือเงิน (actual level) ซึ่งวัดในรูปมูลค่าที่แท้จริง (real term)

m_t^* = ระดับการถือเงินที่ต้องการ (desired level) วัดในรูปมูลค่าที่แท้จริง (real term)

δ_C = ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเร็วในการปรับตัว (speed of adjustment) ของ Chow

โดยการกำหนดลักษณะของการปรับตัว ซึ่งวัดในรูปของมูลค่าของการถือเงินที่แท้จริงของ Chow ดังกล่าวได้ทำให้เกิดข้อโต้แย้งว่าจากแบบจำลองดังกล่าว อุปสงค์ของเงินจะมีการปรับตัวในทันทีที่เกิดการเปลี่ยนแปลงในระดับราคา แต่จะเปลี่ยนแปลงอย่างช้าๆ ต่อการเปลี่ยนแปลงในตัวแปรกำหนดอื่นๆ ซึ่งจะได้ว่าอุปสงค์การถือเงินในระยะสั้นเป็น linearly homogeneous กับระดับราคาในระยะสั้น ซึ่งขัดแย้งกับความเป็นจริงที่ระดับการถือเงินกับระดับราคาจะมีระยะเวลาในการปรับตัวต่อกัน Goldfeld ได้โต้แย้งต่อข้อสมมติดังกล่าว โดยเน้นว่าบุคคลจะเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงินของตนโดยพิจารณาจากระดับการถือเงินที่เป็นตัวเงินมากกว่าจะเปลี่ยนแปลงพฤติกรรมการถือเงินโดยคำนึงถึงมูลค่าที่แท้จริง ซึ่งจากแนวคิดดังกล่าว Goldfeld ได้นำเสนอแบบจำลองอุปสงค์ของเงินในระยะสั้นในรูปตัวเงิน (nominal term) ดังนี้

$$\ln M_t - \ln M_{t-1} = \delta_G(\ln m^*_t P_t - \ln M_t) \qquad 0<\delta_G<1 \qquad \text{(4.6)}$$

โดยที่ M_t = ระดับการถือเงินที่แท้จริงซึ่งวัดในรูปตัวเงิน (Norminal actual money holding)

P_t = ระดับราคาซึ่งแทนโดย GDP Deflator

m_t^* = ระดับการถือเงินที่ต้องการ (desired level) ซึ่งวัดในรูปมูลค่าที่แท้จริง (real term)

δ_G = ค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราเร็วในการปรับตัว (speed of adjustment) ของ Goldfeld

จากสมการที่ (4.5) และ (4.6) เราจะสามารถเขียน PAM ทั้งสองแบบในรูป Full-log linear fucntion ได้โดยการแทนสมการที่ (4.5) ลงในสมการอุปสงค์ของเงินในระยะยาว จะได้แบบจำลอง PAM ของ Chow ดังนี้

$$\ln m_t = \beta_{c0} + \beta_{c1}\ln y_t + \beta_{c2}\ln R_{ot} + \beta c_3 \ln Rit + \beta c_4 \ln innot + \beta_{c5}\ln foreing_t \quad \text{(4.7)}$$
$$+ (1-\delta_C)\ln m_{t-1} + \delta_C U_{Ct}$$

โดยที่ β_{ci} = สัมประสิทธิ์ของอุปสงค์ของเงินในระยะสั้น ซึ่งเท่ากับ $\alpha_i \cdot \delta_C$

U_C = ค่าคลาดเคลื่อนของแบบจำลองในระยะสั้น ซึ่งเท่ากับ $\delta_C \cdot \varepsilon_t$

และจากสมการที่ (4.6) ทำให้อยู่ในรูป real term โดยการหารตลอดด้วย P_t แล้วแทนในสมการอุปสงค์ระยะยาว จะได้แบบจำลอง PAM ของ Goldfeld ดังนี้

$$\ln m_t = \beta_{G0} + \beta_{G1}\ln y_t + \beta_{G2}\ln R_{ot} + \beta_{G3}\ln Rit + \beta_{G4}\ln innot + \beta_{G5}\ln foreign_t \quad \text{(4.8)}$$
$$+ (1-\delta_G)\ln(M_{t-1}/P_t) + \delta_G U_{Gt}$$

โดยที่ β_{Gi} = สัมประสิทธิ์ของอุปสงค์ของเงินในระยะสั้น ซึ่งเท่ากับ $\alpha_i \cdot \delta_G$

U_G = ค่าคลาดเคลื่อนของแบบจำลองในระยะสั้น ซึ่งเท่ากับ $\delta_G \cdot \varepsilon_t$

ดังที่ได้กล่าวถึงดังข้างต้นถึงข้อแตกต่างของแบบจำลอง PAM ทั้งสองแบบ ซึ่งจะสามารถสังเกตความแตกต่างได้ชัดเจนขึ้นเมื่อพิจารณาจากสมการที่ (4.7) และ (4.8) กล่าวคือในแบบจำลองของ Chow นั้น ปริมาณเงินและระดับราคาจะมีการปรับตัวต่อกันภายในช่วงเวลาเดียวกัน ซึ่งแสดงให้เห็นถึงความสัมพันธ์แบบ linear homogeneous ของอุปสงค์ของเงินและระดับราคาแม้แต่ในระยะสั้น ในขณะที่แบบจำลองของ Goldfeld การปรับตัวดังกล่าวจะมีระยะเวลาของการปรับตัว (lag adjustment) โดยในการศึกษาครั้งนี้จะใช้แบบจำลอง PAM ของ Goldfeld ในการศึกษา

4.2.2 แบบจำลอง Error Correction

นอกจากแบบจำลอง PAM ดังกล่าวข้างต้นแล้ว ทางเลือกของแบบจำลองระยะสั้นที่จะใช้ทดสอบอุปสงค์ของเงินในการศึกษาในครั้งนี้อีกแบบหนึ่ง คือแบบจำลอง ECM จุดเด่นของแบบจำลอง ECM คือรูปแบบของการปรับตัวในระยะสั้นแบบพลวัตร (Short run Dynamic Adjustment) ซึ่งแสดงให้เห็นถึงขบวนการปรับตัวที่สอดคล้องกับสภาพความเป็นจริงมากกว่า และยังสามารถวิเคราะห์การปรับตัวที่เกิดขึ้นแยกออกเป็นการปรับตัวในระยะสั้นและระยะยาวได้พร้อมๆ กัน โดยการปรับตัวในระยะยาวจะสามารถคำนวณได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ในสมการระยะยาว (Cointegration- regresstion) และการปรับตัวในระยะสั้น สามารถคำนวณได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรที่อยู่ในสมการของ ECM ซึ่งการแยกการปรับตัวออกเป็นระยะสั้นและระยะยาวได้ จะเป็นประโยชน์อย่างมากในการวิเคราะห์ทางเศรษฐศาสตร์ โดยเฉพาะการวิเคราะห์การปรับตัวที่เกิดจากการดำเนินนโยบายมหภาคต่างๆ นอกจากนี้ จากการกำหนดเงื่อนไขของดุลยภาพในระยะยาว (Long run eqilibrium existence) ของเทคนิค Cointegration จะทำให้ไม่เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่บิดเบือนจากค่าที่แท้จริง (spurious regression) ในการประมาณการ ซึ่งมักจะเป็นปัญหาที่พบเสมอจากการประมาณการโดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลา ซึ่งข้อมูลจะมีความไม่คงที่ (non-stationary) ส่งผลให้ผลการวิเคราะห์ที่ได้ผิดไปจากข้อเท็จจริง และมีค่าทางสถิติที่ไม่น่าเชื่อถือ ในอดีตการแก้ปัญหาดังกล่าวจะทำได้โดยการหาผลต่างลำดับที่หนึ่ง (First Differencing) เพื่อให้ข้อมูลมีความคงที่ (Stationary) แต่เทคนิคดังกล่าวจะส่งผลให้ลักษณะดุลยภาพในระยะยาวของข้อมูลขาดหายไปด้วย การประมาณการโดยแบบจำลอง ECM จะไม่ทำให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่บิดเบือนจากค่าที่แท้จริง ขณะเดียวกันก็จะไม่ทำให้ลักษณะของข้อมูลเปลี่ยนแปลงไป ซึ่งจากจุดเด่นดังกล่าว ทำให้แบบจำลอง ECM ถูกนำมาใช้มากในการทดสอบอุปสงค์ของเงินในระยะสั้นในการศึกษาเชิงประจักษ์ในปัจจุบัน

จากแบบสมการอุปสงค์ของเงินในระยะยาว ซึ่งสมการดังกล่าวจะเป็นสมการ Cointegration ของแบบจำลอง ECM จะสามารถแสดงแบบจำลอง ECM ได้ดังนี้

$$\Delta \ln m_t = \beta_0 + \beta_{1i}\sum_{i=0}^{n1}\Delta \ln Y_{t-i} + \beta_{2i}\sum_{i=0}^{n2}\Delta \ln R_{o\,t-i} + \beta_{3i}\sum_{i=0}^{n3}\Delta \ln R_{i\,t-i} \quad \text{(4.9)}$$

$$+ \beta_{4i}\sum_{i=0}^{n4}\Delta \ln inno_{t-i} + \beta_{5i}\sum_{i=0}^{n5}\Delta \ln foreign_{t-i} + \beta_{6i}\sum_{i=1}^{n6}\Delta \ln m_{t-i} + \beta_7 U_{t-1} + \varepsilon_t$$

โดยที่ U_{t-1} เป็น Error Correction term ซึ่งแสดงการเบี่ยงเบนออกจากดุลยภาพในระยะยาวของอุปสงค์ของเงินในระยะสั้น ซึ่งจะได้มาจากสมการ Cointegration

n_i เป็นจำนวนตัวแปรล่าช้า (lag) ที่สูงที่สุดที่ใช้ในการทดสอบ

ε_t เป็นค่าความคลาดเคลื่อนของแบบจำลอง ECM

Δ เป็นตัวกระทำของผลต่างลำดับที่หนึ่ง (first differencing operator)

จากแบบจำลอง ECM ดังข้างต้น เราอาจสรุปลักษณะของแบบจำลอง ECM ได้ว่า แบบจำลอง ECM จะสร้างมาจากสมการ Cointegration โดยการทำสมการถดถอย (regressing) กับผลต่างลำดับที่หนึ่ง (first dirrencing) ของตัวแปรทุกตัว โดยจะพิจารณาผลกระทบของตัวแปรล่าช้าของผลต่างดังกล่าว ในช่วงเวลาต่างๆ ร่วมกับผลต่างลำดับที่หนึ่งของ Error Correction term ซึ่งจะแสดงการปรับตัวเข้าหาดุลยภาพในระยะยาว จะสามารถแสดงรูปทั่วไปของแบบจำลอง ECM ได้ดังนี้

$$\Delta \ln m_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^{n} [\beta_{1i}\Delta \ln y_{t-i} + \beta_{2i}\Delta \ln R_{o\,t-i} + \beta_{3i}\Delta \ln R_{i\,t-i} + \beta_{4i}\Delta \ln inno_{t-i} \quad \text{(4.10)}$$

$$+ \beta_{5i}\Delta \ln foreign_{t-i} + \beta_{6i}\Delta \ln m_{t-i-1}] + \beta_7 U_{t-1} + \varepsilon_t$$

ปัญหาที่สำคัญในการประมาณการแบบจำลอง ECM คือการพิจารณาเลือกจำนวนตัวแปรล่าช้า (lag length) ที่เหมาะสม Miller (1991) ได้นำเสนอเทคนิคที่น่าสนใจในการลือกจำนวนตัวแปรล่าช้าที่เหมาะสม โดยการพิจารณาจากจำนวนตัวแปรที่ทำให้ได้ค่าวิกฤตของ Akaike (Akaike's final prediction error : Akaike's FPE) ที่ต่ำที่สุด และวิธีการของ Hendry (General to Specific) ซึ่งผลการศึกษาของ Miller พบว่าทั้งสองวิธีให้ผลการทดสอบที่สอดคล้องกัน โดยมีจำนวน lag ที่เหมาะสมประมาณ 3-4 ตัว ซึ่งในการศึกษาในครั้งนี้จะใช้ทั้งสองวิธี ในการเลือกจำนวนตัวแปรล่าช้าที่เหมาะสม

4.3 วิธีการประมาณค่า

ในการประมาณค่าแบบจำลอง PAM จะใช้วิธีการกำลังสองน้อยที่สุด ในการประมาณค่าซึ่งค่าสัมประสิทธิ์ที่ได้จะมีส่วนประกอบของค่าพารามิเตอร์ δ อยู่ด้วย เราจะสามารถแยกค่าพารามิเตอร์ดังกล่าวออกจากค่าสัมประสิทธิ์ได้ โดยการนำค่าพารามิเตอร์ δ ซึ่งได้จากการนำค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรปริมาณเงินย้อนหลังไปหนึ่งช่วงเวลา (M_{t-1}) มาลบด้วย 1 นำค่าพารามิเตอร์ดังกล่าวไปหารค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรกำหนดต่างๆ ทั้งสมการ จะได้ค่าสัมประสิทธิ์ที่แท้จริงของแบบจำลองอุปสงค์ของเงินในระยะสั้น ซึ่งจะแสดงถึงค่าความยืดหยุ่นของอุปสงค์ของเงินต่อตัวแปรกำหนดต่างๆ ในระยะสั้น ซึ่งเราจะสามารถหาค่าความยืดหยุ่นในระยะยาวได้โดยการหารค่าความยืดหยุ่นในระยะสั้นด้วย (1- δ)

ส่วนการประมาณการแบบจำลอง ECM จะใช้เทคนิค two stage ในการประมาณการซึ่งเป็นเทคนิคที่นำเสนอโดย Engle and Granger (1987) ซึ่งมีขั้นตอนดังนี้

1. การทดสอบความเป็น Stationary ของข้อมูลทุกๆ ตัว โดยเราจะต้องได้ว่าข้อมูลทุกตัวต้องมีอันดับความสัมพันธ์ของข้อมูล (order of integration) ที่อันดับเดียวกัน

2. ประมาณการสมการถดถอย (regressing) สมการอุปสงค์ของเงินระยะยาว หรือสมการ Cointegration ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS)

3. ทดสอบความเป็น Stationary ของค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการประมาณการ

4. ประมาณการอุปสงค์ของเงินในระยะสั้น โดยแบบจำลอง ECM

4.4 โครงร่างทางทฤษฎี

4.4.1 การทดสอบความเป็น Stationary ของข้อมูล

การทดสอบความเป็น Stationary ของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ จะใช้วิธีการของ Dickey and Fuller (1973,1981) ซึ่งมีความเหมาะสมที่จะประยุกต์ใช้กับการศึกษาที่มีจำนวนข้อมูลไม่มากนัก โดยการทดสอบหาคุณสมบัติของความเป็น unit root ในข้อมูล ซึ่งถ้าผลการทดสอบพบว่าข้อมูลดังกล่าวมีความเป็น unit root แล้ว เราจะได้ว่าข้อมูลไม่คงที่ต่อเวลา (non-stationary) เทคนิคการทดสอบความเป็น unit root ของ Dickey and Fuller จะเริ่มจากการประมาณการแบบจำลอง Autoregressing ตามสมการที่ (4.11) ดังนี้

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \qquad \text{______(4.11)}$$

เขียนสมการที่ (4.11) ใหม่ได้ดังนี้

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \qquad \text{______(4.12)}$$

โดยที่ $\delta = \rho - 1$

เราจะสามารถทดสอบหา unit root ได้โดยการทำ regressing กับสมการที่ (4.13) (4.14) และ (4.15) ดังนี้

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \qquad (4.13)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + u_t \qquad (4.14)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + u_t \qquad (4.15)$$

โดยที่ Y_t เป็นตัวแปรที่ต้องการจะทดสอบ

α เป็นค่าคงที่

T เป็นตัวแปรแนวโน้มของเวลา (Time Trend) ที่ใส่เข้ามาเพื่อเปิดโอกาสให้ทดสอบคุณสมบัติ Trend Stationary

u_t เป็นตัวแปรสุ่ม (Random variable) ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับศูนย์ และมีค่าความแปรปรวนคงที่

โดยมีสมมติฐานหลักของการทดสอบว่าค่าสัมประสิทธิ์ δ มีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ หรือแสดงได้ว่า

$$H_0 : \delta = 0$$

ซึ่งถ้าเราไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ เราจะได้ว่าข้อมูลดังกล่าวมีลักษณะไม่คงที่ต่อเวลา หรือมี unit root เป็นองค์ประกอบ (I(d) ; d>0)

นอกจากแบบจำลองดังกล่าวข้างต้นแล้ว Dickey and Fuller ยังได้แสดงวิธีการทดสอบ unit root ที่เรียกว่า Augmentd Dickey - Fuller หรือ ADF test ซึ่งสามารถทดสอบความเป็น unit root ได้ดีกว่าแบบจำลองดังข้างต้น โดยเฉพาะอย่างยิ่งในกรณีที่ได้ว่าตัวแปรสุ่ม u_t (error term) มีความสัมพันธ์กันในลำดับที่สูงขึ้น (higher-order autoregressive moving average processes) ซึ่งทำได้โดยการทดสอบจากสมการที่ (4.16) ดังนี้

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \phi_i \sum_{i=1}^{p} \Delta Y_{t-i} + u_t \qquad (4.16)$$

โดยที่ p เป็นจำนวนตัวแปรล่าช้าของผลต่างลำดับที่หนึ่งของตัวแปรอิสระ (lagged value of first difference) ที่ใส่เข้าไปเพื่อแก้ปัญหาอัตตสัมพันธ์ (autocorrelation) ในตัวแปรสุ่ม u_t ซึ่งในแบบจำลอง Dickey-Fuller ดังกล่าวข้างต้น จะไม่มีตัวแปรดังกล่าวอยู่ จากการศึกษาในเชิงประจักษ์ พบว่าการใส่ตัวแปรแนวโน้มของเวลาและค่าคงที่เข้าไว้ในแบบจำลองด้วย จะทำให้ผลการทดสอบที่ได้มีความน่าเชื่อถือมากกว่าแบบจำลองที่ไม่มีตัวแปรดังกล่าวรวมอยู่ ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้จะใช้แบบจำลองในสมการที่ (4.16) ในการทดสอบคุณสมบัติความเป็น unit root ของตัวแปร

การทดสอบสมมติฐานหลักของความเป็น unit oot นั้นจะพิจารณาจากค่าสถิติ t (t-statistic) ของสัมประสิทธิ์ δ ของตัวแปร Y_{t-1} โดยถ้าได้ว่าค่าสถิติ t ของตัวแปรดังกล่าวมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ t ตามตาราง ADF เราจะไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักของการมี unit root เป็นองค์ประกอบในตัวแปรได้ หรือในอีกนัยหนึ่ง เราอาจกล่าวได้ว่าตัวแปรดังกล่าวมีคุณสมบัติไม่คงที่ต่อเวลา ซึ่งหากเราพบว่าข้อมูลมีลักษณะดังกล่าว ก็จำเป็นต้องทำผลต่างลำดับที่หนึ่งในข้อมูลนั้นๆ ก่อนที่จะทำการประมาณการ เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหาความสัมพันธ์ที่บิดเบือนจากค่าที่แท้จริง (spurious relationship) นอกเสียจากเราจะได้ว่าข้อมูลดังกล่าวมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพในระยะยาว (Long-run equilibrium relationship) กับตัวแปรอื่นๆ ดังจะได้กล่าวต่อไป

4.4.2 Cointegration และ Error Correction : ความหมายและความสัมพันธ์ในเชิงทฤษฎี

ความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในระบบเศรษฐกิจ ที่ประมาณค่าโดยวิธีการทางเศรษฐมิติแบบดั้งเดิม (Traditional econometric analysis; OLS, TSLS) อาจเป็นความสัมพันธ์ที่บิดเบือนจากค่าที่แท้จริงได้ เนื่องจากในการวิเคราะห์โดยวิธีการแบบดั้งเดิมนั้น จะมีสมมติฐานที่สำคัญข้อหนึ่งคือตัวแปรจะต้องมีความเป็น Stationary [5] ถ้าหากว่าข้อสมมติดังกล่าวไม่เป็นจริง ค่า

---

[5] ตัวแปรที่มีลักษณะดังกล่าว จะต้องมีค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วม (Co-variance) คงที่ต่อเวลา หรือแสดงได้ว่า

สัมประสิทธิ์ที่คำนวณได้จะไม่มีประสิทธิภาพและขาดความน่าเชื่อถือ ปัญหาดังกล่าวนี้จะเป็นปัญหาที่พบมากในการวิจัยเชิงประจักษ์ และโดยทั่วไป นักวิจัยมักจะแก้ปัญหาดังกล่าวด้วยการปรับปรุงข้อมูล (pre-filtering data) โดยวิธีการหาผลต่างลำดับที่หนึ่งของตัวแปร (first differencing) ซึ่งเป็นวิธีการของ Box and Jenkin (1970) เพื่อให้ข้อมูลมีความเป็น Stationary ก่อนที่จะนำข้อมูลดังกล่าวไปใช้ในการประมาณการทางเศรษฐมิติต่อไป วิธีการดังกล่าว ถึงแม้ว่าจะช่วยแก้ปัญหาความสัมพันธ์ที่บิดเบือนได้ แต่อย่างไรก็ตามการทำผลต่างลำดับที่หนึ่งกับข้อมูลจะส่งผลให้ลักษณะดุลยภาพในระยะยาวขาดหายไป โดยแบบจำลองที่ประมาณการได้จะขาดข้อมูลในส่วนที่เกี่ยวกับลักษณะการปรับตัวของตัวแปรในระยะสั้นเข้าสู่ดุลยภาพระยะยาว โดยนัยดังกล่าว เทคนิค Cointegration และแบบจำลอง ECM จึงถูกนำมาใช้ในการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของข้อมูล โดยอาศัยหลักการที่ว่าถ้าตัวแปรที่ทดสอบมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration exist) การประมาณค่าข้อมูลโดยใช้วิธีการทางเศรษฐมิติแบบดั้งเดิมก็จะไม่ก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่บิดเบือนขึ้น ถึงแม้ว่าตัวแปรที่ใช้จะเป็น non-Stationary ก็ตาม โดยการประมาณค่าแบบจำลองในสมการที่ (4.17) จากนั้นนำค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้ (Z_t) มาทำการทดสอบความเป็น Stationary ถ้าได้ว่าค่าความคลาดเคลื่อน Z_t มีความเป็น Stationary เราจะได้ว่า Y_t และ X_t มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวต่อกัน

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + Z_t \qquad (4.17)$$

เราสามารถที่จะทำการทดสอบตัวแปร Z_t ได้โดยใช้แบบจำลอง Augmented Engle and Granger (AEG) ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \phi_i \sum_{i=1}^{p} \Delta Z_{t-1} + v_t \qquad (4.18)$$

$E(Y_t) = E(Y_{t+s})$ สำหรับทุกค่าของ S และ t

$Var(Y_t) = Var(Y_{t+s})$ สำหรับทุกค่าของ S และ t

$Cov(Y_t, Y_{t+s}) = Cov(Y_{t+s}, Y_{t+s+k})$ สำหรับทุกค่าของ S t และ k

ถ้าค่าสมบูรณ์ (absolute) ของค่าสัมประสิทธิ์ γ มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตของ Mckinon เราจะได้ว่าตัวแปรค่าคลาดเคลื่อนไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (non-Cointegration) ซึ่งหากเป็นเช่นนั้น การทำผลต่างลำดับที่หนึ่งในข้อมูลก็จะเป็นทางเลือกเดียวที่เหลืออยู่ ในทางตรงกันข้าม ถ้าเราได้ว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวต่อกัน เราจะสามารถสร้างแบบจำลอง ECM เพื่ออธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรต่างๆ เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งสามารถแสดงได้ดังนี้

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} [\beta_{1i}\Delta X_{t-i} + \beta_{2i}\Delta Y_{t-i}] + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (4.19)$$

จากสมการที่ (4.19) สังเกตได้ว่ารูปแบบของการปรับตัวในระยะสั้น จะคำนึงถึงผลกระทบที่เกิดจากความคลาดเคลื่อนของการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในระยะยาว (Z_{t-1}) ไว้ด้วย ค่าสัมประสิทธิ์ของตัวคลาดเคลื่อนดังกล่าว จะแสดงให้เห็นถึงขนาดของความไม่สมดุลระหว่างค่า Y_t และ X_t ในช่วงเวลาที่ผ่านมา และชี้ให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของ Y_t จะไม่ขึ้นอยู่กับการเปลี่ยนแปลงของ X_t เท่านั้น แต่จะขึ้นอยู่กับขนาดของความไม่สมดุลในระยะยาวระหว่างค่า Y_t และ X_t ที่เกิดขึ้นในช่วงเวลาก่อนหน้านี้ด้วย อาจกล่าวได้ในอีกความหมายหนึ่งว่าค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนในสมการ ECM จะแสดงถึงพลวัตรของการปรับตัวในระยะสั้นเข้าสู่ระยะยาวด้วย นั่นคือถ้าค่าสัมประสิทธิ์ γ มีค่ามาก จะแสดงถึงว่าตัวแปร Y_t จะมีการปรับตัวเข้าสู่สมดุลในระยะยาวได้อย่างรวดเร็ว และลักษณะการปรับตัวดังกล่าวจะเป็นไปในทางตรงกันข้าม ถ้าค่าสัมประสิทธิ์ γ มีค่าน้อย

4.5 <u>การทดสอบความมีเสถียรภาพ</u>

การทดสอบความมีเสถียรภาพของอุปสงค์ของเงินได้รับความสนใจจากนักเศรษฐศาสตร์มาเป็นเวลานาน โดยเฉพาะในช่วงที่มีการเปลี่ยนแปลงสภาพแวดล้อมทางการเงินจากการเปิดเสรีทางการเงิน เนื่องจากความมีเสถียรภาพของอุปสงค์ของเงินเป็นเงื่อนไขที่จำเป็นของการดำเนินนโยบายทางการเงิน โดยในทางทฤษฎี อุปสงค์ของเงินจะถูกคาดหวังถึงความมีเสถียร

ภาพแม้แต่ในระยะสั้น ซึ่งสามารถจะพิจารณาได้จากการมีคุณสมบัติ Consistency ต่อเวลาของค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรกำหนดต่างๆ อย่างไรก็ตาม Friedman (1956) ได้ชี้ให้เห็นว่า ความมีเสถียรภาพของอุปสงค์ของเงินในระยะสั้น อาจเพิ่มขึ้นหรือลดลงเมื่อเกิดการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างพื้นฐาน (Fundamental Structural Change) ในระบบเศรษฐกิจ และโดยนัยดังกล่าวอุปสงค์ของเงินจึงอาจไม่มีเสถียรภาพในระยะยาวหากเกิดการเปลี่ยนแปลงในโครงสร้างของระบบเศรษฐกิจ และการเปลี่ยนแปลงนั้นมีผลกระทบต่ออุปสงค์ของเงินมากพอที่จะทำให้เสถียรภาพของอุปสงค์ของเงินลดลงอย่างต่อเนื่อง จนกระทั่งไม่มีเสถียรภาพในที่สุด ดังนั้นความมีเสถียรภาพในระยะสั้นของอุปสงค์ของเงิน จึงแสดงถึงความมีเสถียรภาพในระยะยาวด้วย และเนื่องจากการทดสอบความมีเสถียรภาพของอุปสงค์ของเงินในระยะยาวโดยตรง จะต้องพิจารณาในระยะเวลานานพอสมควร และมีการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างในระบบเศรษฐกิจ ซึ่งส่งผลกระทบต่อพฤติกรรมการถือเงินของประชาชนอย่างชัดเจน ดังที่ Akhtar (1988) ได้อ้างถึงว่า

" The question of stationary commonly arise when the money demand function is examined over a sample period spanning over 50 years or more and/or having two distinct economic regimes within a relative short period"

ดังนั้น จากการที่เสถียรภาพในระยะยาวเป็นสิ่งที่สามารถอ้างถึงได้ในทางทฤษฎี แต่จะทดสอบได้ยากในทางปฏิบัติ เนื่องจากข้อจำกัดทางด้านขนาดของข้อมูลและปัจจัยอื่นๆ ดังนั้นจึงได้ทดสอบเสถียรภาพในระยะยาวโดยการพิจารณาจากความมีเสถียรภาพในระยะสั้นแทน โดยจะทำการทดสอบCUSUMQ Test ซึ่งมีรายละเอียดดังนี้

<u>CUSUMQ Test</u>

ตัวสถิติที่ได้จากการทดสอบโดยเทคนิคนี้ จะแสดงถึงกำลังสองของค่าผลรวมสะสม (*Cumulative Sum*) ของค่า *recursive residual* โดยมีขั้นตอนในการคำนวณดังนี้

1. คำนวณหาค่า CUSUM จากสมการถัวเฉลี่ยถ่วงน้ำหนักของค่า residual ได้ดังนี้

$$w_t = \hat{\sigma}^{-1} \sum_{j=k+1}^{t} v_j \qquad ,t = k+1,...,T$$

โดยที่ $$\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=k+1}^{t} \left(v_t - \bar{v}\right)^2 \Big/ (T-k-1)$$

$$\bar{v} = \frac{1}{T-k} \sum_{s=1}^{T} w_s$$

T = จำนวนข้อมูลทั้งหมด k = จำนวนพารามิเตอร์

ตัวสถิติ CUSUM Test จะถูกนำมาใช้ในการทดสอบ model specification หรือ structural change ในข้อมูล โดยการพิจารณาจากรูปแบบของค่า recursive residual ที่คำนวณได้ดังสมการข้างต้น โดยจะนำมาเปรียบเทียบกับช่วงเวลาหรือค่าของตัวแปรอิสระตัวใดตัวหนึ่ง ซึ่งถ้าแบบจำลองดังกล่าวมี function form ที่ผิดไปจากลักษณะที่เป็นจริง หรือมีการเปลี่ยนแปลงเชิงโครงสร้างในข้อมูล จะส่งผลให้ค่า W_t ที่คำนวณได้มีแนวโน้มที่จะเพิ่มขึ้นในทิศทางเดียวกัน หรือในอีกนัยหนึ่งคือค่า recursive residual ที่ได้จะมีเครื่องหมายเดียวกัน และจะทำให้กราฟของค่า W_t ที่ได้ จะเคลื่อนออกจากแกนนอน โดยจะตัดกับเส้นตรงที่ลากออกจากจุดกำเนิดของแกนนอนทั้งสองด้าน ซึ่งจะแสดงถึงค่าเฉลี่ยของการเปลี่ยนแปลงต่อเวลาอย่างเป็นระบบของค่า residual ที่ระดับความเชื่อมั่นต่างๆ โดยจะสามารถคำนวณค่าของเส้นตรงดังกล่าวได้จาก

$$W = \pm\left(a\sqrt{T-k} + 2a(t-k)/(T-k)^{1/2}\right)$$

โดยที่ a = 1.143 สำหรับระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 1%

= 0.948 สำหรับระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 5%

= 0.850 สำหรับระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 10%

R. L. Brown, J. Durbin, and J. M. Evans (1975)[6] ได้ชี้ให้เห็นว่า CUSUMQ Test จะมีประสิทธิภาพในการทดสอบที่น่าเชื่อถือกว่า CUSUM Test เนื่องจากกราฟที่ได้จะแสดงให้เห็นถึงการเกิด structural break ได้ชัดเจนกว่า ซึ่งค่าสถิติ CUSUMQ Test จะสามารถทดสอบได้จาก

$$WW_t = \sum_{j=k+1}^{t} v_j^2 \Big/ \sum_{t=k+1}^{T} v_t^2 \qquad ,t = k+1,..,T$$

โดยที่รูปแบบการกระจายอย่างเป็นระบบ (Systemmetically disturbance) ของ WW_t จะสามารถพิจารณาได้จากเส้นขนานทั้งสองเส้น ซึ่งจะมีการกระจายแบบ Beta (Beta disturbance) โดยมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ $(t-k)/(T-k)$ หรือสามารถคำนวณหาได้จาก

$$WW = \pm c_0 + (t-k)/(T-k)$$

โดยที่ c_0 คือค่าสถิติที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติต่างๆ ดังแสดงข้างต้น

อย่างไรก็ดี ผลการทดสอบที่ได้จาก CUSUM และ CUSUMQ Test ยังอาจมีความคลาดเคลื่อนระหว่างสาเหตุของการเกิด structural break ในข้อมูล กับการเกิดปัญหา miss-specific ในแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา เนื่องจากผลของปัญหาทั้งสองประการดังกล่าว จะส่งผลกระทบต่อรูปแบบของค่า residual ที่ได้ในลักษณะเดียวกัน Harvey (1990)[7] ได้อ้างถึงว่า

"The CUSUMQ plot provides a useful complement to the CUSUM plot. It may be applied with OLS as well as recursive residuals, although the test procedure assumes that the residuals are NID(0,δ^2). When used with recursive residuals it should provide a means of detecting a structural break. As regards other types of misspecification, both OLS and

---

[6] R. L. Brown, J. Durbin, and J. M. Evans, "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 37 (1975)

[7] A. C. Harvey, The Econometric Analysis of Time Series, 2nd edition (London Philip Allan, 1990)

ต้นฉบับ หน้าขาดหาย