

國立政治大學理學院應用物理研究所碩士論文

Graduate Institute of Applied Physics, College of Science

National Chengchi University Master Thesis

黃金價格預測探討-跳躍模型之改良

On Forecasting Gold Price:

An Improved Jump and Dip Forecasting Model

研究生：方珍人 撰

指導教授：蕭又新 博士

郭訓志 博士

中華民國一〇一年七月

July, 2012

國立政治大學理學院應用物理研究所
方玠人君所撰之碩士學位論文

黃金價格預測探討-跳躍模型之改良
On Forecasting Gold Price:
An Improved Jump and Dip Forecasting Model

業經本委員會審議通過
論文考試委員會委員：

筆、又、釗
郭、訓、志

林、余、昭
劉、湘、川
馬、文、生

指導教授：

筆、又、釗

郭、訓、志、

中華民國一〇一年七月三十日

謝詞

本篇論文的完成，首先要感謝兩位指導教授對學生的用心指導與鼓勵，在論文付梓的背後有著更多看不到的是師長的勉勵與關懷。論文口試期間感謝五位口試委員不辭辛勞的審查並提出寶貴意見，使學生能發覺缺點並加以改進，使論文能更加充實。

僅以本篇論文獻給我的父母，陪我一路走來的同學、同事與朋友，以及用心教導我的師長們。由衷地感謝你們的真誠支持、關愛與鼓勵，成為我求學路上重要的推手，在此致上十二萬分的敬意。最後，祝福那些曾經幫助過我的人，希望你們在未來都能幸福快樂。

方玠人 謹誌於

國立政治大學應用物理研究所碩士班
中華民國一〇一年八月

Abstract

This research advanced the volatility component (λ) of the jump and dip model (Shafiee and Topal, 2010) on gold prices from 1968 to 2012 and estimated the gold price for the next 6 years. Based on the trend stationary process, we defined the three components and derived three new models: Adjusted Jump and Dip Model, Adjusted Smooth Jump and Dip Model and Optimized Jump and Dip Model.

First part of the thesis compared the performance in prediction of the training data and the testing data for three different models and the jump and dip model. Second part of the thesis investigated the relationship among the gold price, crude oil price, and trade weighted U.S. dollar index of the concepts. The result illustrated the long term trend of gold price described by a multivariate predictive model. We found evidence that different levels of volatility affect the prediction of gold price, and the adjusted jump and dip Model performs best when the true volatility is relatively high.

Keywords : Gold Price, Unit Root Test, Jump and Dip Model

摘要

本文改良了 Shafiee-Topal(2010)所提出之跳躍模型之波動率，並歸納成三種模型：改良跳躍模型、改良平滑跳躍模型以及最佳化跳躍模型，並運用時間序列模型探討樣本期間內黃金價格。第一部份比較三種跳躍模型與 Shafiee-Topal 模型在訓練集及測試集的預測結果，並預測 2012 年至 2018 年之黃金價格走勢。第二部份探討黃金價格、原油價格以及美元加權指數之間的互動關係，建立多變數模型以預測黃金價格之長期趨勢。

首先，本文檢驗黃金價格、原油價格及美元加權指數樣本之恆定性，經由 ADF 單根檢定法發現序列具有單根，進而使用 TSP(Trend Stationary Process) 估計模型參數。其次，黃金價格、原油價格及美元加權指數經共整合檢定發現，各模型變數間均具有共整合關係，即變數間具有長期均衡關係。黃金價格與原油價格呈正向反應，而黃金價格和原油價格與美元加權指數呈負向反應，除了受自身的預測解釋能力外，亦可以做為觀察其他變數的未來走勢方向及影響大小預估。最後，探討黃金價格受波動率的影響情形，本文改良 Shafiee-Topal 模型之波動率，並比較四種模型對黃金價格趨勢預測之結果，發現改良平滑跳躍模型在實際黃金價格波動率大時，其趨勢預測結果會優於 Shafiee-Topal 模型。

關鍵字：黃金價格、單根檢定、跳躍模型

目錄

第 1 章 緒論.....	1
1.1 研究動機與目的.....	1
第 2 章 文獻探討.....	6
第 3 章 研究方法.....	10
3.1 時間序列分析.....	10
3.1.1 自迴歸移動平均模型(ARIMA)	10
3.1.2 定態(Stationary)	11
3.2 單根檢定(Unit Root Test).....	13
3.2.1 Dickey-Fuller 檢定.....	14
3.2.2 Augmented Dickey-Fuller 檢定	16
3.3 共整合分析(Co-integration).....	18
3.3.1 Engle-Granger 共整合檢定.....	19
3.4 指數平滑法 (Exponential Smoothing)	21
3.5 研究流程.....	22
第 4 章 資料描述.....	24
4.1 黃金價格.....	24
4.2 原油.....	26

4.3	美元加權指數.....	28
第 5 章	實證結果與建議.....	30
5.1	相關係數分析.....	30
5.2	單根檢定結果.....	30
5.3	樣本外預測力評估.....	32
5.4	跳躍模型之波動率改良.....	32
5.4.1	資料期間:1968 年-1998 年、預測期間:1999 年-2008 年	33
5.4.2	資料期間:1968 年-2008 年、預測期間:2009 年-2012 年 5 月.....	42
5.4.3	資料期間:1968 年-2012 年 5 月、預測期間: 2012 年 5 月-2018 年	47
5.5	多變數模型.....	53
5.6	研究建議.....	57
附錄	58
	附錄一:1968 年-1998 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值	58
	附錄二:1968 年-2008 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值	64
	附錄三:1968 年-2012 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值	70
	附錄四:1986 年-2012 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值	75
	附錄五:1986 年-2012 年多變數模型之殘差值、RMSE 及 MAE 值	80

圖目錄

圖 1.1 2002-2011 各類別黃金需求量及金價走勢	2
圖 1.2 2002-2011 全球黃金供需統計	2
圖 1.3 1986-2012 年黃金及原油月均價走勢圖	3
圖 1.4 每盎司黃金/每加侖原油價格比.....	3
圖 1.5 2002-2011 各類別黃金供給量及金價走勢	5
圖 2.1 1968 年-2008 年實際黃金價格與 TSP 模型估計之黃金價格趨勢圖.....	8
圖 2.2 1968 年-2008 年實際黃金價格及 TSP 模型預測黃金價格走勢圖.....	9
圖 3.1 第一部份研究流程圖.....	22
圖 4.1 2002 年-2011 年各類別黃金供給量及金價走勢.....	25
圖 4.2 1986-2012 年國際原油價格走勢圖	27
圖 5.1 1968 年-1998 年歷史黃金價格及黃金價格趨勢圖-改良跳躍模型.....	34
圖 5.2 1968 年-1998 年歷史黃金價格及趨勢預測-改良平滑跳躍模型.....	35
圖 5.3 1999 年-2008 年黃金價格預測之各模型預測圖.....	42
圖 5.4 1968 年-1998 年歷史黃金價格及趨勢預測-三種模型比較.....	43
圖 5.5 2008 年-2012 年 5 月黃金價格預測之各模型預測圖.....	47
圖 5.6 1968 年-2012 年 5 月歷史黃金價格及趨勢預測-三種方法比較.....	48
圖 5.7 1968 年-2012 年 5 月歷史黃金價格及趨勢預測 -Shafiee-Topal 與改良平	

滑跳躍模型之比較 49

圖 5.8 1968 年-2012 年 5 月歷史黃金價格及 2012 年 6 月-2018 年趨勢預測 ... 52

圖 5.9 2012 年 6 月-2018 年黃金價格趨勢預測 56



表目錄

表 3.1 ADF-t 統計量之大樣本臨界值	18
表 4.1 黃金價格、原油價格及美元加權指數之敘述統計.....	24
表 4.2 2002 年-2011 年全球黃金供需統計.....	26
表 5.1 各變數之相關係數分析.....	30
表 5.2 1968 年-2012 年黃金價格 ADF 定態測試結果.....	31
表 5.3 1986 年-2012 年原油價格 ADF 定態測試結果.....	31
表 5.4 1986 年-2012 年美元貿易加權指數 ADF 定態測試結果.....	31
表 5.5 黃金價格預測之訓練集及測試集資料描述(1968 年-2008 年).....	33
表 5.6 1968 年-1998 年黃金價格預測-ARIMA 模型係數.....	35
表 5.7 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型).....	36
表 5.8 1968 年-1998 年黃金價格跳躍狀態及存續期間(改良跳躍模型).....	37
表 5.9 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型) ..	38
表 5.10 1968 年-1998 年黃金價格跳躍狀態及存續期間(Shafiee-Topal 模型) .	38
表 5.11 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)...	39
表 5.12 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(最佳化跳躍模型).....	39
表 5.13 1968 年-1998 年黃金價格趨勢預測之各狀態期數.....	40
表 5.14 1968 年-1998 年黃金價格趨勢預測之各模型 R^2 值、RMSE 值及 MAE 值 ..	40

表 5.15 1999 年-2008 年黃金價格預測之各模型 RMSE 值及 MAE 值.....	41
表 5.16 1968 年-2012 年 5 月訓練集及測試集資料描述.....	42
表 5.17 1968 年-2008 年黃金價格預測-ARIMA 模型係數	44
表 5.18 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型).....	44
表 5.19 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型) .	44
表 5.20 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)...	45
表 5.21 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(最佳化跳躍模型).....	45
表 5.22 1968 年-2008 年黃金價格趨勢預測之各模型 R^2 值、RMSE 值及 MAE 值 ..	46
表 5.23 2009 年-2012 年黃金價格預測之各模型 RMSE 值及 MAE 值.....	46
表 5.24 1968 年-2012 年 5 月黃金價格預測-ARIMA 模型係數	49
表 5.25 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型)...	50
表 5.26 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型)	
.....	50
表 5.27 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)	
.....	50
表 5.28 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(最佳化跳躍模型).	51
表 5.29 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢預測之各模型 R^2 值、RMSE 值及 MAE 值	
.....	51
表 5.30 1968 年-2012 年 5 月訓練集及預測值資料描述.....	53

表 5.31 1986 年-2012 年多變數模型資料描述.....	54
表 5.32 1986 年-2012 年 5 月多變數 ARIMA 模型之黃金價格係數.....	54
表 5.33 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型)	55
表 5.34 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型) ...	55
表 5.35 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)	55
表 5.36 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢之各模型 R^2 值、RMSE 值及 MAE 值 ..	56



附圖目錄

附圖 1: 1968 年-1998 年 ARIMA 模型之殘差值.....	58
附圖 2: 1968 年-1998 年 ARIMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	58
附圖 3: 1968 年-1998 年 ARMA 模型之殘差值.....	59
附圖 4: 1968 年-1998 年 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	59
附圖 5: 1968 年-1998 年改良跳躍模型之殘差值.....	60
附圖 6: 1968 年-1998 年改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	60
附圖 7: 1968 年-1998 年 Shafiee-Topal 模型之殘差值.....	61
附圖 8: 1968 年-1998 年 Shafiee-Topal 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值..	61
附圖 9: 1968 年-1998 年改良平滑跳躍模型之殘差值.....	62
附圖 10: 1968 年-1998 年改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值...	62
附圖 11: 1968 年-1998 年最佳化跳躍模型之殘差值.....	63
附圖 12 :1968 年-1998 年最佳化跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	63
附圖 13: 1968 年-2008 年 ARIMA 模型之殘差值.....	64
附圖 14: 1968 年-2008 年 ARIMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	64
附圖 15: 1968 年-2008 年 ARMA 模型之殘差值.....	65
附圖 16: 1968 年-2008 年 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	65
附圖 17: 1968 年-2008 年改良跳躍模型之殘差值.....	66

附圖 18: 1968 年-2008 年改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	66
附圖 19: 1968 年-2008 年 Shafiee-Topal 模型之殘差值.....	67
附圖 20: 1968 年-2008 年 Shafiee-Topal 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.	67
附圖 21: 1968 年-2008 年改良平滑跳躍模型之殘差值.....	68
附圖 22: 1968 年-2008 年改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值...	68
附圖 23: 1968 年-2008 年最佳化跳躍模型之殘差值.....	69
附圖 24: 1968 年-2008 年最佳化跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	69
附圖 25: 1968 年-2012 年 5 月 ARIMA 模型之殘差值.....	70
附圖 26: 1968 年-2012 年 5 月 ARIMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	70
附圖 27: 1968 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之殘差值.....	71
附圖 28: 1968 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	71
附圖 29: 1968 年-2012 年 5 月改良跳躍模型之殘差值.....	72
附圖 30: 1968 年-2012 年 5 月改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值...	72
附圖 31: 1968 年-2012 年 5 月 Shafiee-Topal 模型之殘差值.....	73
附圖 32: 1968 年-2012 年 5 月 Shafiee-Topal 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	73
附圖 33: 1968 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之殘差值.....	74
附圖 34: 1968 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	74

附圖 35: 1986 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之殘差值.....	75
附圖 36: 1986 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.....	75
附圖 37: 1986 年-2012 年 5 月改良跳躍模型之殘差值.....	76
附圖 38: 1986 年-2012 年 5 月改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值...	76
附圖 39: 1986 年-2012 年 5 月 Shafiee-Topal 模型之殘差值.....	77
附圖 40: 1986 年-2012 年 5 月 Shafiee-Topal 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	77
附圖 41: 1986 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之殘差值.....	78
附圖 42: 1986 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	78
附圖 43: 1986 年-2012 年 5 月最佳化跳躍模型之殘差值.....	79
附圖 44: 1986 年-2012 年 5 月最佳化跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.	79
附圖 45: 1986 年-2012 年 5 月多變數 ARIMA 模型之殘差值.....	80
附圖 46: 1986 年-2012 年 5 月多變數 ARIMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	80
附圖 47: 1986 年-2012 年 5 月多變數 ARMA 模型之殘差值.....	81
附圖 48: 1986 年-2012 年 5 月多變數 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	81
附圖 49: 1986 年-2012 年 5 月多變數跳躍模型之殘差值.....	82
附圖 50: 1986 年-2012 年 5 月多變數跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.	82

附圖 51: 1986 年-2012 年 5 月多變數平滑模型之殘差值.....	83
附圖 52: 1986 年-2012 年 5 月多變數平滑模型之誤差均方根及平均誤差絕對值.	83
附圖 53: 1986 年-2012 年 5 月多變數平滑跳躍模型之殘差值.....	84
附圖 54: 1986 年-2012 年 5 月多變數平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值	84



第 1 章 緒論

1.1 研究動機與目的

黃金具有保值、對抗通貨膨脹以及避險等功能，在國際政經局勢不穩定、貨幣寬鬆政策推行、美元持續走跌，加上黃金供給有限的情況下，使得投資人更加信賴黃金。近幾年來黃金在投資性的需求呈現大幅增加的趨勢，已成為重要的投資工具之一，黃金需求逐漸由實體金轉為投資理財的重要工具。另一方面，黃金價格近年來不斷攀升，更於 2011 年 9 月 5 日創下每盎司 1898.25 美元的歷史新高記錄，使得黃金的議題成為金融市場上的關注焦點。

受到美國次級房屋信貸危機連鎖效應波及，2008 年 9 月雷曼兄弟控股公司財報虧損達 39 億美元、股價一度爆跌 48%，不得不申請破產保護，致使股市出現恐慌性下跌，全球投資市場彌漫著緊張不安的氣氛。但此時黃金價格卻出現強烈的漲勢，在 2009 年黃金供需缺口中以避險需求的 ETFs 及其他機構新增的黃金需求較 2008 年增加 274 噸，需求增幅約 85%，黃金顯然成為資金的避險天堂。金融風暴期間，黃金保值的特性成為最重要的避險管道，在這多元的投資理財市場上，為順應社會大眾對投資黃金的需求，各種衍生性的黃金商品也紛紛問世，使得供需差額在 2008 年一度達到 -293 噸的巨大缺口，同時也宣告了黃金新時代的來臨。

2002-2011各類別黃金需求量及金價走勢

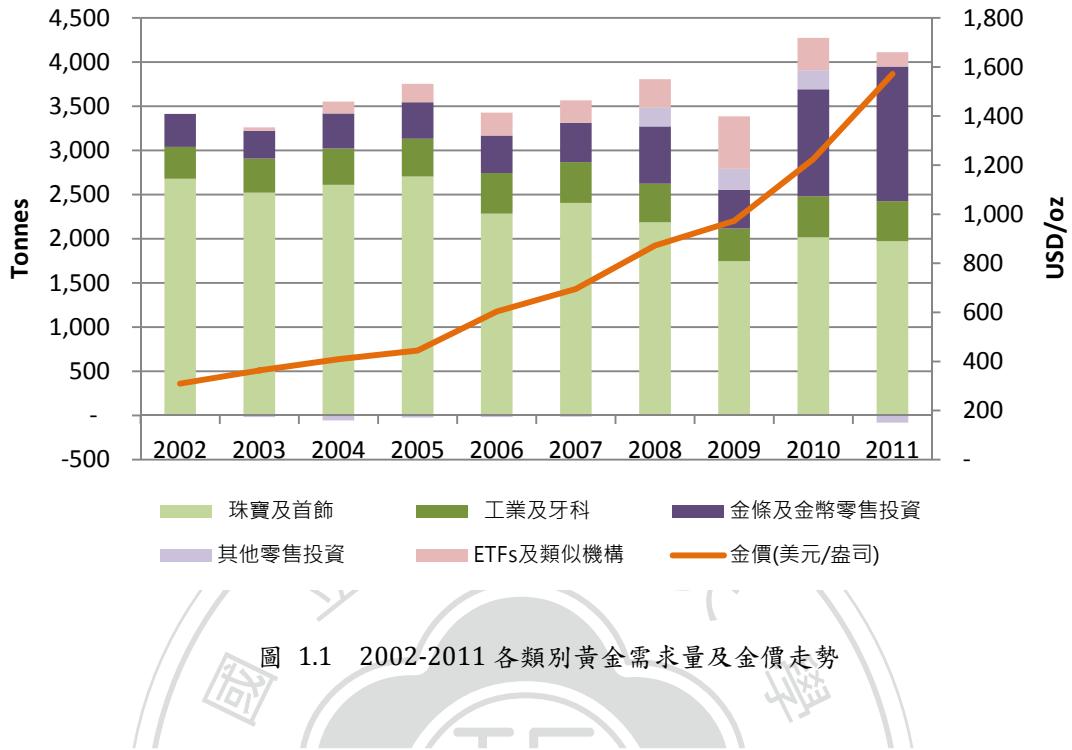


圖 1.1 2002-2011 各類別黃金需求量及金價走勢

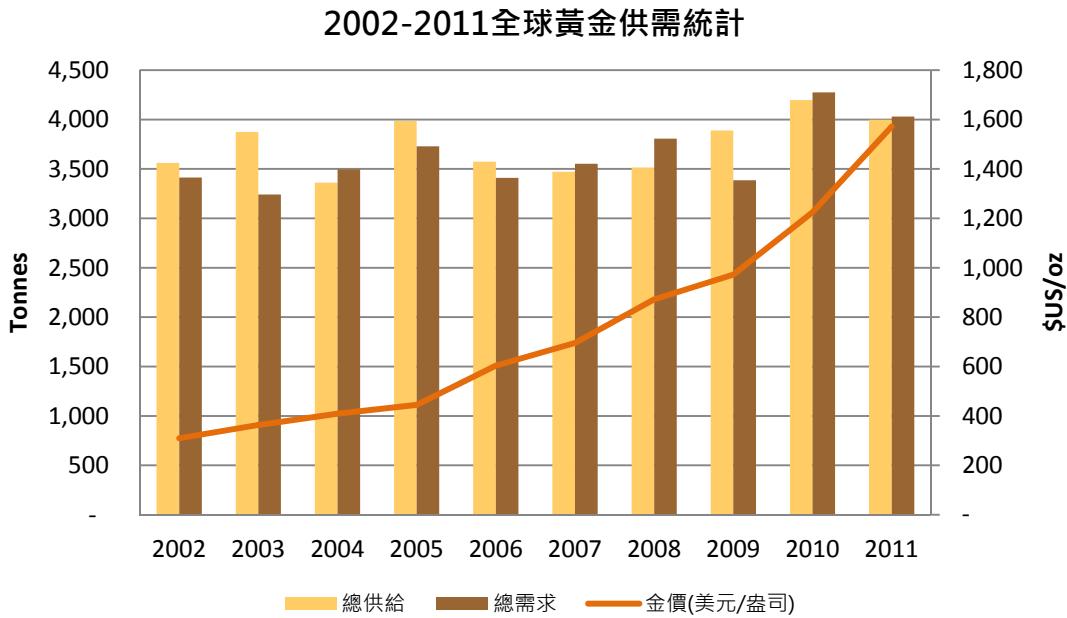


圖 1.2 2002-2011 全球黃金供需統計

圖 1.3 為 1982 年至 2012 年 5 月之黃金價格走勢圖，由圖 1.3 可以觀察到黃金

在 1982 年至 2004 年的價格波不大，20 年間金價多維持在每盎司 300 美元至 500 美元之間。2005 年後美元轉弱加上石油價格持續攀升，驅使黃金價格呈現爆炸性的成長，尤其是 2007–2008 年美國爆發次級房屋信貸危機，使得黃金價格首次突破每盎司 1000 美元，更於 2011 年 9 月創下每盎司 1898.25 美元的歷史新高記錄。



圖 1.3 1986-2012 年黃金及原油月均價走勢圖



圖 1.4 每盎司黃金/每加侖原油價格比

資料來源：WGC(2011)，本研究整理

參閱國內外文獻，多著重於探討黃金、原油與美元加權指數三者之相關性 (Shahriar and Erkan, 2010) 或是討論波動率指數與股價的關連性，由圖 1.4 黃金/原油價格比可以看出兩者間的相對關係，而本研究擬針對原油價格及美元加權指數對黃金價格之影響作進一步之實證分析，過去的研究極少是對於三者間的關連性及價格波動率改良來進行黃金價格預測。

導致黃金價格走高的基本原因在未來幾年內依然存在，因此金價會在長期間維持一個上漲趨勢，這是因為經濟格局的調整是個長期的過程，也會在調整過程中出現震盪反復，各國央行會普遍在這個混沌狀態下，增持黃金資產；其次是，美元長期將繼續持續走弱；再者是長期而言，作為不可再生的生產物料價格會持續上漲；最後，全球對黃金投資的趨熱。所有這些因素將成為黃金價格上漲的動力。因此，從長期來看黃金價格依然有上漲空間。

當前黃金價格之所以一再創出新高，主要是由於幾個方面的原因，其一是供需缺口繼續加大，2005 年黃金礦業生產量增加了 1.4%，達到 2495 噸，而黃金消費需求總量卻接近生產量的 2 倍，約 4000 噸。隨著全球經濟的發展，特別是近年中國、印度這兩個世界人口最多而且十分喜愛黃金首飾的國家經濟快速發展，生產和生活裝飾等方面的黃金需求大幅增長，其中佔黃金年消費量 70% 的黃金首飾，年消費量約 2800 噸，比去年同期增長了 7%。

此外，堪稱世界上最大的金首飾消費國的印度，國民對黃金首飾有著特別的嗜好，從 1 月中旬開始的結婚旺季持續至 4 月，黃金珠寶是婚禮和節日的理想禮品，因此來自印度的黃金買盤支持了金價。另外，目前各國外匯儲備體制的變化，各國中央銀行正在提高黃金儲備比例；俄羅斯、南非及阿根廷央行相繼表示將增加黃金儲備來對抗通脹。

由圖 1.5 之黃金供給量及金價走勢圖可看出，從黃金供應方面看，近年來全球

黃金產量相對平穩，雖然澳大利亞、秘魯、印尼黃金產量都在增加，但南非、美國等黃金生產大國的黃金產量皆呈現下降的走勢，特別是南非 2005 年的產量下降了 15%，僅為 300 噸左右。此外，由於金礦產業投資週期長、開採成本高，使得全球的黃金產量難有提高，由此可以推測未來幾年世界黃金產量變化不大。



圖 1.5 2002-2011 各類別黃金供給量及金價走勢

近幾年全球原物料價格上漲，加大了通貨膨脹的可能性，進而助長黃金的保值需求。截至 4 月 12 日，紐約原油、黃金，倫敦銅、鋅等期貨價格較年初已經上漲 8%、12%、27% 和 36%；同 2001 年年初相比，漲幅則達到 62%、54%、70% 和 750%。加上投資基金的大量持倉，也推動黃金價格上漲的重要動力源。由於對未來預期的不明朗，投資和投機資金大量湧入黃金以避險。歷史資料顯示，近年來的黃金價格峰值和谷點都對應著較高和較低的基金持倉水準，基金大量增持黃金投資，技術性地推高了黃金的價格。

第 2 章 文獻探討

時間序列方法指的是使用歷史資料做預測的過程，常見的時間序列法有三種：平滑法(smoothing)、趨勢法(trend projection)，以及季節修正法(trend projection adjusted for seasonal influence)。其中趨勢(trend, TR)指的是時間序列變數長期穩定的沿著某一曲線的動向，具有趨勢的時間序列一般而言都是屬於非恆定的。時間序列的趨勢又分為兩種形式：確定性趨勢(deterministic trend)與隨機趨勢(stochastic trend)。前者的趨勢是時間 t ，而後者的趨勢是隨機的，隨時間的變化而變化。

確定性趨勢(deterministic trend)指的是可完全被預測的變動趨勢，又稱為線性趨勢(linear time trend)，一般而言典型的定性趨勢模型可表示成

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t \quad (2.1)$$

定性趨勢指的是變數隨時間而變動的情況，而隨機趨勢(stochastic trend)指的則是變數中的隨機成分對該變數有永久性的影響。大部份的財經資料皆為隨機漫步(random walk)，意即時間序列在每一個時間點其趨勢都不一樣，這種趨勢稱為隨機趨勢，最簡單並具有趨勢項的隨機漫步可用 $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ 表示。

隨機漫步也稱為 DSP(Difference Stationary Process)，表示取差分後可以得到恆定序列，而含確定性趨勢項的序列 $X_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \mu_t$ 則稱為 TSP(Trend Stationary Process)，此序列的期望值與變異數分別為 $E[X_t] = \alpha_1 + \alpha_2 t$ ， $\text{Var}[X_t] = \sigma^2$ ，期望值不為常數而變異數則為常數，因此，將 X_t 去除長期趨勢(detrending)後，即減去其期望值 $E[X_t] = \alpha_1 + \alpha_2 t$ 就會成為恆定的時間序列。

TSP 模型的第一項(first component) $\alpha_2 t$ ，跟均數趨平跳躍擴散模型裡的漂浮項(drift component)概念相似，兩者皆代表時間序列之長期趨勢。Shafiee、Topal (2010) 假設黃金歷史價格資料為含確定性趨勢項的序列 TSP，並增加了隨機移動的範圍及跳躍項，共使用三個成份來估計未來十年之黃金價格：

$$X_t = \alpha_1 + \alpha_2 t \pm \gamma \alpha_2 t + \alpha_3 D_1 + \alpha_4 D_2 + \mu_t \quad (2.2)$$

其中，第一項(first component)為漂浮項(drift) $\alpha_2 t$ ，第二項(second component) $\pm \gamma \alpha_2 t$ 界定了隨機移動的範圍(range of random movement)，第三項(third component) $\alpha_3 D_1 + \alpha_4 D_2$ 則為跳躍項(jump/dip)， γ 為黃金價格之歷史波動率(volatility)。

當實際黃金價格超出 $\alpha_2(1 \pm \gamma)t$ 的範圍時，則 D_1 ：實際黃金價大於 $\alpha_2(1 + \gamma)t$ 呈現上跳躍 $D_1 = 1$ ，若沒有跳躍的情形則 $D_1 = 0$ ； D_2 ：實際黃金價小於 $\alpha_2(1 - \gamma)t$ 呈現下跳躍 $D_2 = 1$ ，若沒有跳躍的情形則 $D_2 = 0$ 。

本研究使用 Datastream 資料庫 1968 年至 2012 年 5 月之黃金歷史價格資料，圖 2.1 可看出資料代入 Shafiee-Topal 模型之預測結果。Shafiee-Topal 模型假設黃金價格之歷史波動率 $\gamma = 0.25$ ，當實際黃金價格超過趨勢項(first component)的 1.25 倍時，預測線會因為上跳躍(jump)的發生而呈現上凸的現象，反之，當實際黃金價格小於趨勢項的 75% 時，預測線會因為下跳躍(dip)的發生而呈現下凹的現象。

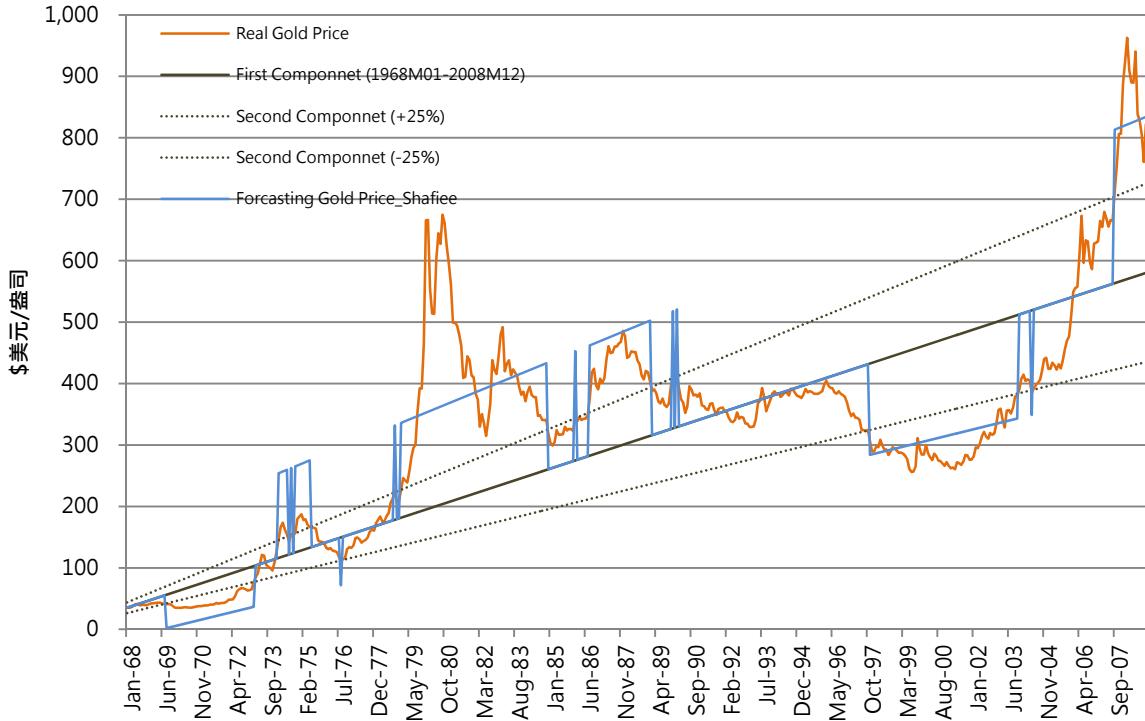


圖 2.1 1968 年-2008 年實際黃金價格與 TSP 模型估計之黃金價格趨勢圖

Shafiee、Topal (2010) 使用 1968 年至 2008 年黃金價格資料預測 2008 年後十年的黃金價格趨勢，本研究將資料更新至 2012 年 5 月份，因此從圖 2.2 可以看出由於 2008 年後黃金價格波動率遠大於 Shafiee-Topal 模型所設定的 $\gamma = 0.25$ ，使得趨勢線與實際黃金價格差距過大，造成預測失準的現象。本研究將先從 γ 值選取做探討，並使用指數平滑法修正第一項，進而找出改良之模型。Brown、Meyer、D'Esopo (1961) 認為時間序列的態勢具有穩定性或規則性，所以時間序列可被合理地順勢推延；他認為最近的過去態勢，在某種程度上會持續到最近的未來，所以將較大的權數放在最近的資料。

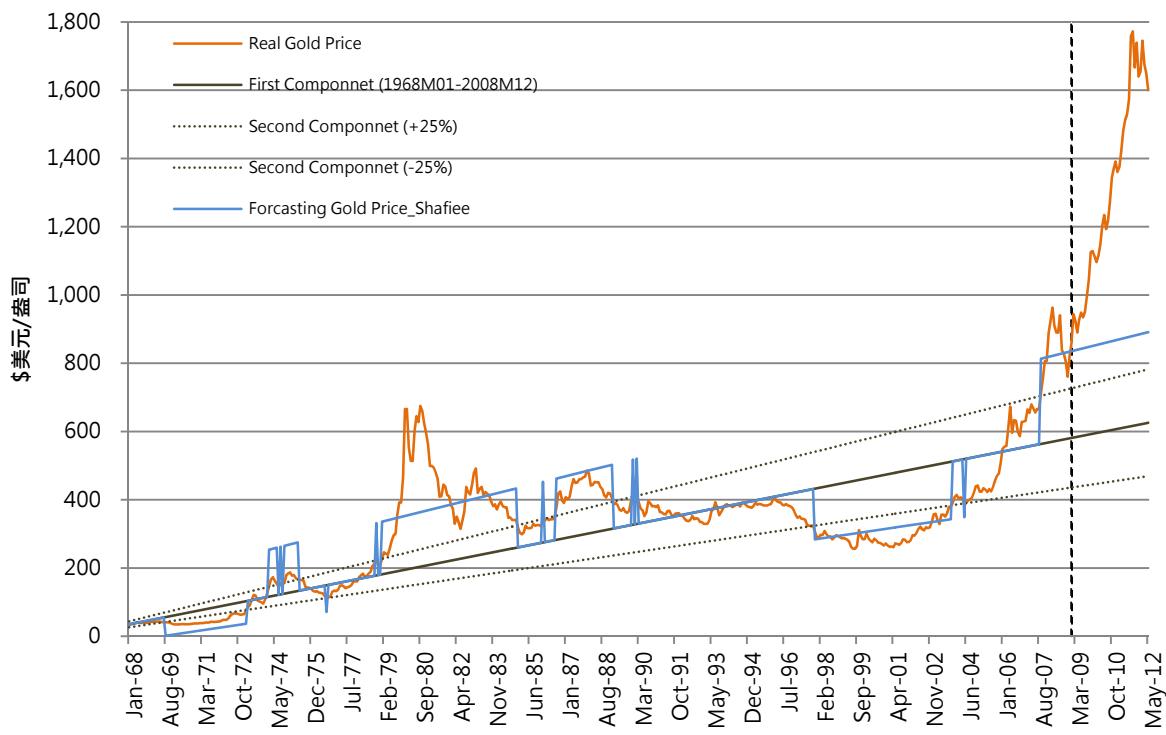


圖 2.2 1968 年-2008 年實際黃金價格及 TSP 模型預測黃金價格走勢圖

第3章 研究方法

3.1 時間序列分析

3.1.1 自迴歸移動平均模型(ARIMA)

差分自迴歸移動平均模型 (Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA)，是時間序列預測分析方法之一，此模型包含了自迴歸(Autoregressive, AR)、積分(I)與移動平均(Moving Average, MA)三部分，為自迴歸移動平均模型 (Autoregressive Moving Average, ARMA) ARMA (p, q) 模型之擴展形式。AR(p) 基本概念是在時間點 t 的數值 y_t 和過去 p 期 y 變數有關，其一般化模型是：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

其中 a_0 為常數截距項， p 代表落後期數(lag)， $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 則是白噪音 (white noise)。

移動平均模型 MA(q)的概念是，序列可以由同期與過去的隨機項給予不同的權重來解釋，一時間序列 y_t 其 q 階移動平均 MA(q) 的一般化模型為：

$$y_t = a_0 + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.2)$$

因此，ARMA(p, q)模型可以表示成：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.3)$$

ARIMA (p, d, q) 模型中 p 為自迴歸項，q 為移動平均項數，d 為時間序列成為

平穩時所做的差分次數(階次)，基本概念是以 $\Delta^d y_t$ 取代原來 ARMA(p, q)模型中的 y_t 變數。由於使用 ARMA 來預測時，資料必須是定態(Stationary)，因為預測恆定或穩定的資料才有意義，由於大部分的時間序列是非恆定的，因此需先經過 d 次差分運算以形成定態的序列。

ARIMA(p, d, q)模型是一種時間序列的「資料產生過程」(Data Generating Process, DGP)，基本概念是將預測對象 y 在時間點 t 的數值 y_t 隨時間推移而形成的數列視為一個隨機序列，用數學模型來近似描述這個序列。模型一旦被識別後就可以從時間序列的過去值及現在值來預測未來值。

由於定態序列的平均數、變異數和自我共變數都必需是有限的常數項，這樣的定態性質稱為弱勢定態(weak stationary)或是二階定態(second-order stationary)但許多實證研究都發現，在經濟與商業領域的序列資料，且序列資料大多屬於非定態，導致 ARMA 模型在使用上有很大的限制 (Anderson, 1980; Chatfield, 2003; Greenberg、Webster, 1983; Pankratz, 1983)，特別是股價的時間序列資料 (Box、Jenkins, 1994)。

雖然非定態序列可經由差分的方式轉為定態序列，但實際上並非所有定態序列可經由差分的方式轉為定態序列。Pankratz (1983) 也提出，為使平均數達到定態條件而過度差分處理的序列資料，很容易淪為人為處理的形態，而並降低預測的正確性。

3.1.2 定態(Stationary)

時間序列資料是由一隨機過程 (Stochastic) 所產生，若此經由隨機過程所產生的機率分配與時間呈現獨立的情形，亦即此一機率分配不會隨時間的變動而改變，

則稱此數列為定態 (stationary) 的時間序列。一定態數列對於任何外在衝擊僅會有暫時性影響，在長期的情況下會隨著時間演變成穩定的結構，亦即該變數受到干擾後又會返回其平均值，時間序列資料僅會有暫時性的變動而非永久性的改變。反之，非定態資料若受到外來衝擊，產生之改變並不會隨著時間的流動而消失，有可能會隨著衝擊向上、向下或在某一區間中隨意的變動。因此，具有定態性質的時間序列資料才能用以估計與預測其波動趨勢。

非恆定的序列可以先經過差分的處理方式，將其轉變為恆定序列，再透過 ARMA 的模型來預測。一時間序列變數 y_t 若是定態變數(stationary variable)，則必須具有下列性質：

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu_y \quad (3.4)$$

$$\text{Var}(y_t) = \text{Var}(y_{t-s}) = \sigma_y^2 \quad (3.5)$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = \text{Cov}(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s \text{ for all } t, t-s \text{ and } t-j-s \quad (3.6)$$

其中 μ_y 、 σ_y^2 和 γ_s 都是有限的常數項，亦即定態變數的平均數、變異數和自我共變數都必需是有限的常數項。

此外，受測資料依其特性可分為連續性資料 (consecutive data) 與季節性資料 (seasonal data)，連續性資料不會因季節因素產生定期循環，而季節性資料顧名思義具有定期循環的情形。本研究資料皆無定期循環之情形，屬於連續性資料。

處理非定態時間序列的方法有兩種，一種是將資料做差分處理(DSP)，另一種方法則是在估計式裡加入趨勢項(TSP)，本文將採用第二種方法。經 TSP 處理過後的時間序列資料，其殘差值做單根檢定之結果會呈現定態，免除了直接分析非定態序列

資料而產生虛假迴歸以及檢定偏誤，由於不需要透過差分處理將資料轉為定態，因此也可以避免喪失資料長期訊息的問題。

3.2 單根檢定(Unit Root Test)

在時間序列的應用上，如果序列變數不符合定態條件，表示此一時間序列資料可能會隨著期數越來越大，其變異數與自我共變數不會收斂至一常數值，使得許多的檢定統計量例如 t 、DW、 R^2 也會失去其作用。因此，時間序列資料在進行統計或迴歸分析時，第一個步驟必須分辨序列是否為符合定態條件。

一般說來，非定態的時間序列變數，其特性方程式(characteristic equation)會有單根的特性，意即特性方程式的解將落在單位圓(unit circle)上或單位圓外，或其中一個解等於 1。因此要判斷一序列變數是否為定態，只需檢定其是否有單根的特性。此外，定態的時間序列變數其 ACF 值(Autocorrelation function, ACF)會逐漸遞減，而非恆定的變數其 ACF 值之遞減速度則相對緩慢許多。

Granger、Newbold (1974) 發現若使用非定態時間序列資料進行估計，很容易有虛假迴歸 (spurious regression) 以及檢定偏誤的情形發生。一般而言，如果將兩個獨立且有隨機趨勢的時間序列資料 x_t 與 z_t 做迴歸分析，兩變數之關係可用 $x_t = a_0 + a_1 z_t + \varepsilon_t$ 表示，使用電腦模擬在 5% 的顯著水準下，所得到的迴歸係數 a_1 有 95% 的機率顯著異於零(拒絕 $a_1 = 0$ 的虛無假設)，且判定係數 R^2 值非常高。兩個不相關的變數，因具有隨機趨勢，很容易被誤判成兩變數間具有因果關係或經濟意義。因此，在進行時間序列資料實證分析研究前，需使用單根檢定判別資料是否具有定態條件，若資料形態為非定態，則需將資料進行差分轉換處理，直到單根檢定結果為定態才能進行資料分析。

常見的單根檢定有 Dickey–Fuller 檢定、Augmented Dickey–Fuller 檢定、Phillips–Perron 檢定與 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin 檢定。由於單根檢定通常需要採取特殊的臨界值(critical value)，且單根的時間序列隨著時間 t 的增加，其變異數也增加，同時單根檢定的檢定力通常並不高，因此單根檢定的工作其實不容易。

3.2.1 Dickey–Fuller 檢定

Dickey–Fuller 單根檢定是由不含截距的隨機漫步模型為基礎，而不含截距的隨機漫步模型可用下列方程式表示：

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

經由移項後可得

$$y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t \quad (3.8)$$

此時我們可以定義 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$ ，當 $\varepsilon_t \sim \text{white noise}$ 則 Δy_t 會變成一個定態的時間序列變數。當(3.7)式中 y_{t-1} 的係數不為 1 時，則可表示成

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

等式兩邊同減 y_{t-1} 可得

$$\Delta y_t = (\alpha_1 - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

若 y_t 具有單根，虛無假設則可表示為 $H_0: \alpha_1 = 1$ ，令 $\gamma = \alpha_1 - 1$ ，則(3.10)式可改寫成

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

由於直接使用(3.9)式做估計，可能出現 α_1 被低估的偏誤，造成過度拒絕虛無假設 $H_0: \alpha_1 = 1$ 的情形，故改用最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)估計(3.11)式，虛無假設則需改寫成 $H_0: \gamma = 0$ 。

單根檢定最早由 Dickey、Fuller (1979) 所提出，其方法是以 OLS 估計以下三種迴歸式的參數，完整的 DF 檢定(Dickey-Fuller test, DF test)有三種型式，分別為：

(1) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

(2) 僅含截距項：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

(3) 含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \beta t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

以上三種型式的虛無假設皆相同，即判定其 y_{t-1} 之係數 γ 是否為零，其中 γ 為特性方程式，若特性方程式有單根，代表此時模型係數 $\gamma = 0$ ，序列資料將為非定態變數。若 AR(1) 變數符合定態條件，則後一期的係數 α_1 應介於 -1 和 1 之間，即 $-1 < \alpha_1 < 1$ ，兩邊各減 1 可得 $-2 < \alpha_1 - 1 = \gamma < 0$ ，故使用 OLS 估計此模型時，對單根檢定的虛無假設為：

$$\begin{aligned} H_0: \gamma &= 0 \\ H_1: \gamma &\neq 0 \end{aligned} \quad (3.15)$$

DF 統計量並非呈現 t 分配，必須以模擬法尋找分配的百分位數找出 DF 分配，相較標準常態分配，DF 分配有左偏的現象。此外，DF 分配與樣本大小、飄移項與趨勢項有關。若根據得出之 DF 統計量無法拒絕虛無假設，我們可以判斷資料存在單根，意即資料不具定態條件；若拒絕虛無假設，則可判斷此料不存在單根，此資料為定態。值得注意的是在 DF 檢定中，假設迴歸式的誤差項 ε_t (error term)為白噪音，意即誤差項不具有序列相關(serial correlation)現象。

3.2.2 Augmented Dickey-Fuller 檢定

由於 DF 檢定的誤差項常存在自我相關而非單純的雜訊，導致 DF 檢定的範圍與能力受到限制，Said、Dickey (1984) 進而提出 ADF(Augmented Dickey-Fuller, ADF)檢定，允許殘差項為恆定、可逆(invertible)的 ARMA(p, q) 過程，使得 DF 單根檢定的迴歸式中納入增廣項(augmented part)，目的在於控制殘差項 ε_t 中可能的序列相關，若忽略殘差項存在自我相關的現象，則無法滿足殘差項的基本假設，在檢定自我迴歸係數會產生過度拒絕虛無假設存在單根的現象。

ADF 檢定的虛無假設為：該序列存在單根($H_0: \gamma = 0$)，若拒絕虛無假設，表示該序列不具有單根，為一定態序列；假設 y_t 遵循 AR(p)模型，則完整的 ADF 單根檢定則有以下三種型式：

(1) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

(2) 僅含截距項：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

(3) 含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

$\varepsilon \sim iidN(0, \sigma^2)$ ， t 定態時間趨勢， p 為使殘差項 ε_t 達到白噪音的最適落遲期數，因此當 ADF 檢定不具增廣項(即 $p=0$)則稱為 DF 檢定，在 DF 檢定迴歸式中加入增廣項 $\sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j}$ ，目的在於控制 ARMA 形式的殘差項為定態。

ADF 單根檢定，虛無假設仍然為 $H_0: \gamma = 0$ 存在單根，在應用上，ADF 檢定必須選取足夠的落後期數 p ，使得 ε_t 不存在自我相關現象，選取落後期數的模型選擇準則可根據估計參數的顯著性或利用 AIC (Akaike Information Criterion, AIC) 或 BIC (Bayesian Information Criterion, BIC) 準則決定之。

AIC 和 BIC 的計算式分別為：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2k \quad (3.19)$$

$$BIC = T \ln(SSE) + k(T) \quad (3.20)$$

其中 T 為樣本總數，SSE 為殘差平方和， k 則是待估參數總數。由於 $SST = SSR + SSE$ ，迴歸平方和(SSR)越大代表迴歸模型的解釋力越高，在總變異(SST)固定的情況下，殘差平方和(SSE)越小則代表模型的解釋力越好，由此可推斷在選擇模型時可依據 AIC 和 BIC 的值判定，越小則代表模型配適度較佳。

此外，在 ADF 檢定中的 t 統計量又稱 ADF- t 統計量：

$$ADF-t = \frac{\hat{\gamma}}{\sqrt{Var(\hat{\gamma})}} \quad (3.21)$$

在虛無假設下，ADF- t 統計量的實際抽樣分配不為 t 分配，極限分配亦不為標準常態分配，其臨界值如下表 3.2 所示。ADF- t 檢定屬左尾檢定，當統計量越小時越能夠拒絕虛無假設 ($H_0: \gamma = 0$ ，存在單根)。

表 3.1 ADF- t 統計量之大樣本臨界值

ADF 迴歸模型	虛無假設	統計量	Critical values for 95% and 99% Confidence Intervals
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t$	$\gamma = 0$	τ	-1.95 and -2.60
	$\gamma = 0$	τ_μ	-2.89 and -3.51
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t$	$a_0 = 0$ given $\gamma = 0$	$\tau_{\alpha\mu}$	2.54 and 3.22
	$a_0 = \gamma = 0$	ϕ_1	4.71 and 6.70
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \epsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_τ	-3.45 and -4.04
	$a_0 = 0$ given $\gamma = 0$	$\tau_{\alpha\tau}$	3.11 and 3.78
	$a_2 = 0$ given $\gamma = 0$	$\tau_{\beta\tau}$	2.79 and 3.53
	$\gamma = a_2 = 0$	ϕ_3	6.49 and 8.73
	$a_0 = \gamma = a_2 = 0$	ϕ_2	4.88 and 6.50

Note: Critical values are for a sample size of 100

3.3 共整合分析(Co-integration)

Nelson、Plosser (1982) 使用 DF 單根檢定檢驗了美國 1860–1970 年代多筆總體經濟之年平均資料，發現絕大多數總體經濟變數無法拒絕存在單根的虛無假設。大多數經濟變數都不是定態的，而非定態時間序列變數於分析前需先做差分處理，在此過程往往會損失許多重要資料訊息。若一非定態時間序列變數 y_t ，經過 k 次差分處理後變成定態變數，以符號表示為 $y_t \sim I(k)$ 或 $\Delta^k y_t \sim I(0)$ ，則此變數稱為 k 階整

合變數(integrated of order k)。一般而言，非定態時間序列變數間的線性組合形成新的變數，仍為非定態變數，且以階次最高者為新變數之階次。

共整合(Co-integration)是指一組非定態時間序列資料，資料間可能存在某種線性關係，使得資料透過線性組合，不需做差分處理即可轉成定態資料，則稱原資料變數間具有共整合現象(Engle、Granger，1987)。非定態變數據有共整合關係時，隱含了這些變數雖然短期可能存在失衡的現象，但長期會回復到均衡方向調整之特性，這種偏離隨時間逐漸縮小的機制稱為誤差修正機能(error correction mechanism)(Banerjee、Dolado、Galbraith、Hendry，1993)。利用共整合分析找出變數間的長期穩定關係，由於不需要透過差分處理將資料轉為定態，因此可以避免喪失資料長期訊息的問題。

3.3.1 Engle-Granger 共整合檢定

Engle、Granger (1987) 以序列資料最多只存在一個共整合關係的假設前提之下，提出兩步驟檢定法用以檢定 I(1) 序列是否具有共整合關係。假設有待檢定序列變數 x_t 和 y_t ，在進行 Engle-Granger 共整合檢定時，首先可利用 ADF 單根檢定¹測定兩個變數的整合階次是否相同，若階次不同則代表變數 x_t 和 y_t 不具共整合性質。Engle-Granger 共整合檢定的步驟如下：

1. 估計共整合關係

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

第一步驟以 OLS 估計 x_t 和 y_t 兩序列變數之共整合關係，並保留其殘差變數 ε_t

¹ Engle-Granger 檢定中的 ADF 檢定需使用由 Phillips、Ouliaris (1990) 推導之統計量表臨界值，而非傳統 ADF 統計量之臨界值。

以進行下一步驟。

2. 對 $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ 做 ADF 檢定：

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = a_0 + a_1\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1}\Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

第二步驟檢定 ε_t 是否已降階為定態變數，若拒絕 ADF 檢定之虛無假設 ($H_0 : \gamma = 0$ ，該序列存在單根)，則無法拒絕 x_t 和 y_t 兩序列變數間具有共整合關係。

3. 檢定的假設為

$$\begin{cases} H_0 : a_1 = 0 & \text{不具共整合關係} \\ H_1 : a_1 < 0 & \text{具共整合關係} \end{cases}$$

若拒絕虛無假設，代表序列變數 x_t 與 y_t 具有共整合關係。

4. Engle、Granger (1987) 建議估計量誤差修正模型如下，

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \alpha_x \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{11}^i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12}^i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{xt} \quad (3.24)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{21}^i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{22}^i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (3.25)$$

Engle-Granger 兩步驟檢定僅能使用於單一共整合關係，由於此檢定是對殘差進行是否存在單根之檢定，又稱為殘差式檢定(residual-based tests)。雖然以誤差修正模型並檢定誤差修正項是否顯著異於零的方式，與殘差式檢定之結果是相同的(Banerjee、Dolado、Galbraith、Hendry, 1993)，但在統計性質上，Engle-Granger 檢定比起前者較為有效率，要注意的是第一步驟估計共整合關係時所產生之誤差會影響下一步驟之估計。

3.4 指數平滑法 (Exponential Smoothing)

指數平滑法是由 Brown、Meyer、D' Esopo (1961) 所提出，Brown 認為時間序列的態勢具有穩定性或規則性，所以時間序列可被合理地順勢推延；由於最近的過去態勢，在某種程度上會持續到最近的未來，因此對近期值比對遠期值給以較大的權數，進行合理加權。

指數平滑法是生產預測中常用的一種方法，也用於中短期經濟發展趨勢預測，簡單的全期平均法是對時間數列的過去數據一個不漏地全部加以同等利用；移動平均法則不考慮較遠期的數據，並在加權移動平均法中給予近期資料更大的權重；而指數平滑法則兼容了全期平均和移動平均所長，其原理是任一期的指數平滑值都是本期實際觀察值與前一期指數平滑值的加權平均。指數平滑法不捨棄過去的數據，僅給予逐漸減弱的影響程度，即隨著數據的遠離，賦予逐漸收斂為零的權數。

指數平滑法其基本方程式為：

$$\hat{x}_{t+1} = \frac{\sum_{r=0}^{t-1} a^r x^{t-r}}{\sum_{r=0}^{t-1} a^r} \quad (3.26)$$

其中 \hat{x}_{t+1} 為 $t+1$ 期之預測值， \hat{x}_{t-r} 為 $t-r$ 期觀察值。當 t 很大時 a^r 接近零，可省略。上式經推導得出：

$$\hat{x}_{t+1} = (1-a)x_t + a\hat{x}_t \quad (3.27)$$

以 α 代表平滑係數，設 $\alpha = 1 - a$ ，則上式可寫成如下遞推公式：

$$\hat{x}_{t+1} = \alpha \cdot x_t + (1-\alpha)\hat{x}_t \quad (3.28)$$

此式可直接用於外推預測，既可及時更新資料，又可把資料儲存減少到只存一

個舊預測值 \hat{x}_t 。

本研究將比較三種模型：改良跳躍模型、改良平滑跳躍模型以及 Shafiee-Topal 模型，其中改良平滑跳躍模型之線性趨勢線將採用經指數平滑法處理過之實際黃金價格做估計，並使用經指數平滑法處理過之黃金價格資料計算出上、下波動率，而改良跳躍模型之波動率則由實際黃金價格資料估計之。

3.5 研究流程

本研究第一部份首先根據資料期間之實際黃金價格資料，計算趨勢項係數 α_1 及 α_2 ，求得趨勢線 $X_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \mu_t$ ，並根據實際黃金價格與趨勢線之差距計算出改良模型之波動率 γ 值，進而判定上跳躍(Jump, D_1)及下跳躍(Dip, D_2)變數。趨勢線加入上跳躍及下跳躍變數後，計算預測趨勢線之上跳躍及下跳躍係數分別為 α_3 及 α_4 ，並依據不同的 γ 值及趨勢線，得到不同之預測模型 $X_t = \alpha_1 + (1 \pm \gamma)\alpha_2 t + \alpha_3 D_1 + \alpha_4 D_2 + \mu_t$ ，並檢視模型殘差值是否為定態。最後，比較各模型預測期間之 R-square、RMSE 及 MAE 值，判定各模型預測結果之優劣。

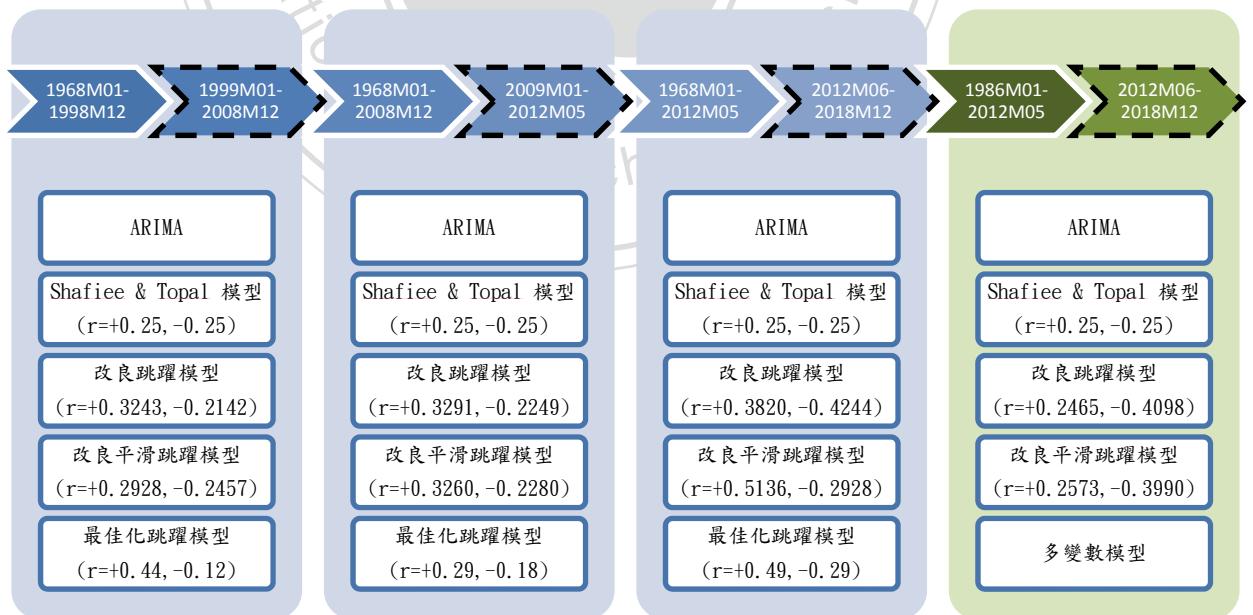


圖 3.1 研究流程圖

由圖 3.1 之研究流程可看出本研究首先採用 1968 年 1 月至 1998 年 12 月做為資料期間，1999 年 1 月至 2008 年 12 月做為預測期間，此部份是為了與 Shafiee-Topal 於 2010 年所做的預測模型做比較，所以採用相同的資料期間；接著將資料時間延長，採用 1968 年 1 月至 2008 年 12 月做為資料期間，2009 年 1 月至 2012 年 5 月做為預測期間，測試各型之預測結果；最後，採用 1968 年 1 月至 2012 年 5 月做為資料期間，2012 年 6 月至 2018 年 12 月做為預測時間，用以預測未來六年的黃金價格走勢。

第二部份為多變數模型，多變數模型較單變數模型增加了兩個變數：原油價格(Crude Oil, V_1)及美元貿易加權指數(DTWEXB, V_2)，首先使用 1968 年 1 月至 2012 年 5 月資料期間之黃金價格作為應變數，計算出多變數模型之趨勢線 $X_t = C + \alpha_1 t + \alpha_2 V_1 + \alpha_3 V_2 + \mu_t$ ，並利用實際黃金價價格與趨勢線估計值之差距，計算出之波動率 γ 值，進而判定上跳躍(Jump, D_1)及下跳躍(Dip, D_2)變數。在多變數模型趨勢線加入上跳躍及下跳躍變數後，可分別計算多變數預測趨勢線之上跳躍及下跳躍係數 α_4 及 α_5 ，得到多變數預測模型 $X_t = C + (1 \pm \gamma)\alpha_1 t + \alpha_2 V_1 + \alpha_3 V_2 + \alpha_4 D_1 + \alpha_5 D_2 + \mu_t$ ，並檢視模型殘差值是否為定態。最後比較三種單變數模型及多變數模型，於預測期間 2012 年 6 月至 2018 年 12 月之判定係數(R^2)、RMSE 及 MAE 值，判定各模型預測結果之優劣。

第4章 資料描述

本研究第一部份擷取自 1968 年 1 至 2012 年 5 月之黃金歷史價格資料，資料期間分成三個階段：1968 年 1 月至 1998 年 12 月、1968 年 1 月至 2008 年 12 月、1968 年 1 月至 2012 年 5 月；第二部份則受原油價格資料期間較短之影響，僅使用 1986 年 1 月至 2012 年 5 月之黃金價格、原油價格、美元貿易加權指數之資料，上述原始資料型態皆為日資料，資料來源為 Datastream 資料庫，本研究則採用日資料做月均值處理後用於後續分析。表 4.1 詳列各變數之基本統計量，包括平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、偏態係數及峰態係數等。

表 4.1 黃金價格、原油價格及美元加權指數之敘述統計

	黃金價格	原油價格	美元加權指數
平均值	401.0664	37.6458	95.6929
中位數	356.4136	23.4632	94.9428
最大值	1,772.1360	133.8900	143.9059
最小值	34.9770	11.3461	69.0690
標準差	323.4269	27.7260	14.3280
偏度	2.0713	1.3654	0.6367
峰度	8.0471	3.8348	3.6157
變數常態性檢定值 (Jarque-Bera)	946.8386	107.7006	39.4240
樣本值加總	213,768.40	11,933.72	45,262.75
起始時間	Jan-68	Jan-86	Jan-73
結束時間	May-12	May-12	May-12
觀察值個數	533	317	473

4.1 黃金價格

本研究第二部份之多變數模型主要探討原油價格、黃金價格與主要美元加權指

數三者間聯動關係之實證研究，由許多研究得知油價的波動影響全球經濟甚巨，而黃金商品具有保值與避險的作用，且原油價與黃金皆為全球關注之主要貿易商品，有一定程度的相關性。

黃金價格漲幅是建立於供求關係的基礎上的，若黃金於一段期間內之產量大幅增加，則金價會受到供給過剩之影響而回落。此外，新的開採技術、新礦的發現都可能使黃金的供給量增加，使得金價下跌。而 2008 年以來經濟環境不穩定，避險而產生的黃金投資熱潮，亦使得黃金需求大幅增加，導致金價節節攀升。圖 4.1 詳列出黃金供給、需求量及金價走勢對照圖。黃金的供給面包括礦產金、生產商對沖、官方售金及舊金回收，需求面則包含珠寶首飾、工業牙科等製造業需求、金條金幣零售投資、ETFs 及其他機構投資等，由表 4.2 可看出供需差額之變化情形。

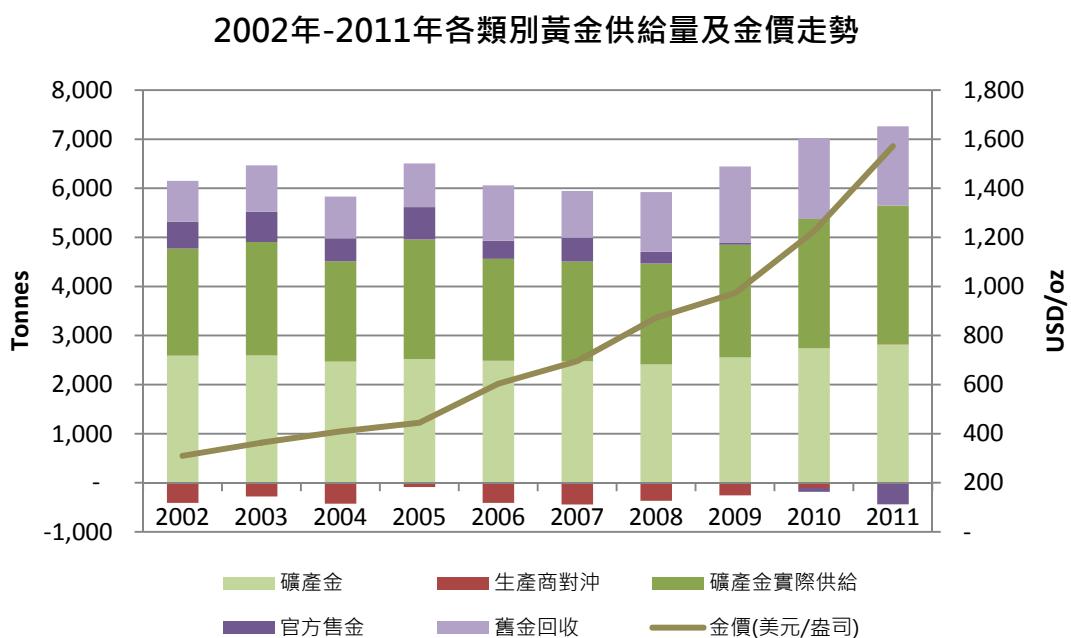


圖 4.1 2002 年-2011 年各類別黃金供給量及金價走勢

表 4.2 2002 年-2011 年全球黃金供需統計

全球黃金供需統計										
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
供給										
礦產金	2,591	2,592	2,469	2,522	2,486	2,476	2,409	2,554	2,740.5	2,818.4
生產商對沖	-412	-279	-427	-86	-410	-444	-369	-257	-107.8	6.5
礦產金實際供給	2,179	2,313	2,042	2,436	2,076	2,031	2,060	2,296	2,632.7	2,824.9
官方售金	545	617	470	659	370	484	236	44	-77	-439.7
舊金回收	835	944	849	889	1,129	956	1,217	1,549	1,640.7	1,611.9
總供給	3,560	3,875	3,361	3,84	3,574	3,471	3,513	3,890	4,196.4	3,997.1
需求										
製造業需求										
珠寶及首飾	2,680	2,522	2,611	2,704	2,285	2,405	2,187	1,747	2,016.8	1,972.9
工業及牙科	360	385	411	429	459	462	436	368	465.6	452.7
製造業總需求	3,040	2,907	3,022	3,133	2,744	2,866	2,622	2,115	2,482.4	2,425.7
金條金幣零售投資	373	314	397	412	424	446	649	440	1,210.1	1,524.4
其他零售投資		-18.4	-57	-24	-19	-14	213	236	214.1	-82.5
ETFs 及類似機構		39.4	133	208	260	253	321	595	367.7	162
總需求	3,413	3,242	3,495	3,729	3,409	3,552	3,806	3,386	4,274.3	4029.6
供需差額	147	653	-134	255	165	-81	-293	504	-77.9	-32.5
金價(美元/盎司)	309.68	363.32	409.17	444.45	603.77	695.39	871.96	972.35	1,224.5	1,571.5

資料來源：WGC(2011), GFMS, 本研究整理

4.2 原油

石油的需求來自於各行各業，當景氣好的時候，消費者的需求提高將使石油的需求與價格上升。石油的價格上升，商品會漲價，物價指數隨之飆高，最終帶來通貨膨脹。通貨膨脹代表貨幣貶值，因此投資人會傾向購買能夠保值的貴金屬，帶來金價的上漲。至此，可以簡單推論油價與油價對金價的影響呈現正相關。回顧 1973 年的第一次石油危機，由於以色列及阿拉伯國家之間的衝突，引發石油禁運所致，

當時原油價格由每桶月平均 4 美元漲到 16 美元。第二次石油危機發生於 1978 年底，伊朗發生政變，使原油產量銳減，造成全球市場供給短缺，而國際油價也由月平均每桶 13 美元上漲到 1979 年 11 月月平均 43 美元。到 1990 年中，因伊拉克入侵科威特造成波斯灣戰爭，引發了第三次石油危機，當時國際油價由月平均每桶 17 美元漲到 33 美元，影響了全球經濟成長的腳步，原油價格走勢詳見圖 4.2。

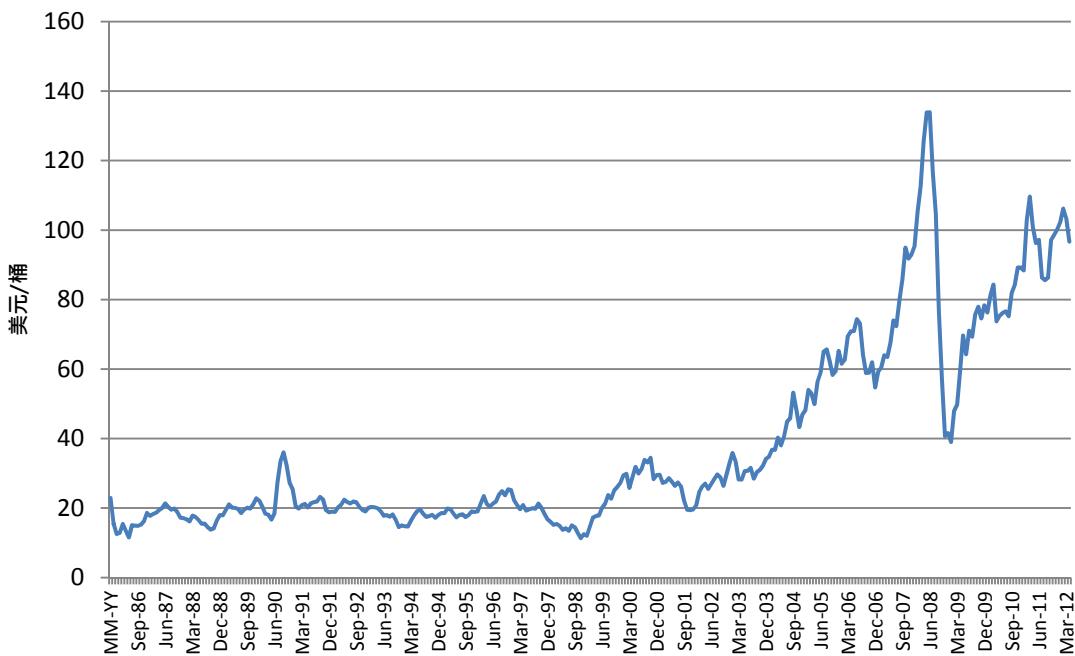


圖 4.2 1986-2012 年國際原油價格走勢圖

2000 年 10 月開始，OPEC 以石油產量調整機制，使油價在 2001 年 9 月以前都維持在 OPEC 設定的合理價位（每桶 22 至 28 美元）。但到 2001 年 9 月，美國爆發九一一事件，雖使油價一度上漲，但隨後因國際石油市場擔心經濟將受重挫，帶來石油需求大幅減少，加上產油國為了維持國際穩定而暫停啟用石油產量調整機制，未在需求降低時進行減產，使油價在 2001 年 10 月跌至低於每桶 20 美元，甚至到 2001 年 11 月接近 16 美元。直到以中國為首的新興國家需求量開始增加，促使原油價格又逐漸回溫。原油價格由 2001 年 11 月每 16.7 美元起漲，到 2008 年 7 月

最高漲到 147 美元，短短 6 年多的時間大漲了將近 8 倍。

4.3 美元加權指數

美元指數 (US Dollar Index, USDX) 是衡量美元與六種主要貨幣的匯率變化的指數，這六種貨幣及權重分別為歐元(EUR, 57.6%)、日元(JPY, 13.6%)、英鎊(GBP, 11.9%)、加拿大元(CAD, 9.1%)、瑞典克朗(4.2%)和瑞士法郎(3.6%)。美元指數是透過美元與六種主要貨幣的匯率加權平均計算而得，是一種衡量美元強弱的指標。美元指數開始計算的時間是 1973 年三月，指數基期數值為 100.00。所以譬如當美元指數來到 105 時，代表美元對這六個主要貨幣比起 1973 年三月時升值了 5%。

美元貿易加權指數(Trade Weighted U. S. Dollar Index: Broad, DTWEXB)同樣為反映美元對其他貨幣匯率的指標，但涵蓋之貨幣範圍更為廣泛，因此美元貿易加權指數比美元指數更能真實反映美元在國際收支中的實際地位。相對於美元指數選取的六種貨幣，美元加權指數(DTWEXB)涵蓋了全球主要經濟體中的 26 種貨幣，但由於計算的延遲性，使得美元貿易加權指數的時效性則不如美元指數，由於本研究資料型態皆採用月均值，不受計算延遲之影響，因此採用涵蓋貨幣範圍更廣泛之美元加權指數資料進行分析。

自從 2008 金融危機爆發以來，美國聯準會(Fed)推出第一波量化寬鬆政策 (Quantitative Easing, QE) 以降低借貸成本與失業率，使得美元指數長期被人為壓低，而 QE2 更是加重了美元被低估的幅度。在金融市場，如果某件商品長期被低估，長期而言為回歸合理價格則此商品價格一定會反彈。同理，當前的美元指數已經嚴重偏離其實際價值，沒有不反彈的理由。

黃金價格以美元來計價，當美元貶值或降息時，持有美元的投資人會選擇轉投資貴金屬來保值；對持有美元貨幣的投資人來說，同樣的價格可以買到較大量的黃

金，因此則有可能逢低進場購買。當美元升值或升息時，美國人會將資金留在手上，對海外投資人來說，同樣的價格只會買到較少量的黃金。因此，美元指數與金價呈現負相關。



第 5 章 實證結果與建議

5.1 相關係數分析

黃金、石油、美元及股價對世界經濟存在不容忽視的影響，針對四者的相關性研究不勝枚舉，更有許多實證研究發現四者的關係正逐漸轉變。黃金向來是預防美元貶值與通貨膨脹的重要避險工具，美元走貶將帶動投資人對黃金的需求，特別在金融危機時期，黃金具有避險和保值功能的特性，使得價格因此上揚。表 5.1 詳列了各變數間的相關係數，本研究僅採用與黃金價格相關係數較高的原油(Crude Oil)及美元加權指數(DTWEXM)做分析。

表 5.1 各變數之相關係數分析

	黃金價格	原油價格	S&P 500 指數	道瓊指數	美元加權指數
黃金價格	1	0.8358	0.3628	0.5635	-0.7306
原油價格	0.8358	1	0.6244	0.7880	-0.7388
S&P 500 指數	0.3628	0.6244	1	0.9583	-0.2643
道瓊指數	0.5635	0.7880	0.9583	1	-0.4424
美元加權指數	-0.7306	-0.7388	-0.2643	-0.4424	1

5.2 單根檢定結果

接續上述所示，本研究再對原油價格、黃金價格與美元加權指數分別進行 ADF 與 Phillips-Perron (PP) 單根檢定，表 5.2 為 ADF 與 PP 單根檢定所選取之最適落後期數下之檢定結果，以 ADF 單根檢定與 PP 單根檢定結果來看，不論是(1)含截距與時間趨勢項、(2)含截距但無時間趨勢項、(3)無截距與時間趨勢項，檢定統計量均小於 1% 顯著水準下的臨界值，表示在該顯著水準下各變數均拒絕序列中含有單根之虛無假設。

表 5.2 1968 年-2012 年黃金價格 ADF 定態測試結果

變數	黃金價格(美元/盎司)			一階差分之黃金價格		
	ADF 測試	截距與趨勢	截距	無	截距與趨勢	截距
t-統計量	0.19	1.48	2.53	-28.65	-28.59	-28.51
5% 臨界值	-3.41	-2.86	-1.94	-3.41	-2.86	-1.94
機率值	0.998	0.9993	0.9976	0.00	0.00	0.00
結論	非定態(Nonstationary)			定態(Stationary)		

表 5.3 1986 年-2012 年原油價格 ADF 定態測試結果

變數	原油價格(美元/桶)			一階差分之原油價格		
	ADF 測試	截距與趨勢	截距	無	截距與趨勢	截距
t-統計量	-2.2878	-0.4850	0.5338	-11.7324	-11.7454	-11.7295
5% 臨界值	-3.4241	-2.8705	-1.9418	-3.4242	-2.8705	-1.9418
機率值	0.4389	0.8908	0.8308	0.0000	0.0000	0.0000
結論	非定態(Nonstationary)			定態(Stationary)		

表 5.4 1986 年-2012 年美元貿易加權指數 ADF 定態測試結果

變數	美元貿易加權指數			一階差分之美元貿易加權指數		
	ADF 測試	截距與趨勢	截距	無	截距與趨勢	截距
t-統計量	-2.4166	-2.5471	-1.9565	-12.5253	-12.5369	-12.5001
5% 臨界值	-3.4241	-2.8705	-1.9418	-3.4242	-2.8705	-1.9418
機率值	0.3702	0.1054	0.0484	0.0000	0.0000	0.0000
結論	非定態(Nonstationary)			定態(Stationary)		

5.3 樣本外預測力評估

比較不同模型的預測力的常見指標有誤差均方根(Root Mean Square Error, RMSE)、平均誤差絕對值(Mean Absolute Error, MAE)，以及平均誤差百分比(Mean Absolute Percentage Error, MAPE) (楊奕農，2011)。

若樣本外資料的實際觀察值以 y_t 表示，而模型之預測值以 \hat{y}_t 表示，則預測誤差為 $y_t - \hat{y}_t$ 。若樣本數為 $T+N$ ，而我們保留 N 筆當作樣本外資料，使用 $1 \sim T$ 筆當作樣本內資料來估計模型，則樣本外預測力指標分別定義如下：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (5.1)$$

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} |y_t - \hat{y}_t| \quad (5.2)$$

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=T+1}^{T+N} \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (5.3)$$

其中以 RMSE 及 MAE 較為常見，本研究將採用 RMSE 及 MAE 值做為比較各模型預測結果優劣之依據。

5.4 跳躍模型之波動率改良

本研究考慮了三種改良波動率模型：改良跳躍模型(Modified Jump and Dip Model)、改良平滑跳躍模型(Modified Exponential Smoothing Jump and Dip Model)以及最佳化跳躍模型(Optimized Jump and Dip Model)，以下將對照 Shafiee-Topal 模型 (Shafiee、Topal，2010) 做比較。Shafiee-Topal 模型假設實際黃金價格會落在黃金價格趨勢線上、下波動率 $\gamma = \pm 0.25$ 內，而改良跳躍模型與改良平滑跳躍模型則利用實際黃金價格之平均值除以實際黃金價格之標準差，作為總波動率範圍，

進一步計算出實際黃金價格與黃金趨勢價格之差距，再依正負比例乘以總波動率範圍得到新的上、下波動率。

而最佳化模型使用訓練資料，利用迭代法找出最佳波動率組合，即 RMSE 及 MAE 值最小之波動率。

5.4.1 資料期間:1968 年-1998 年、預測期間:1999 年-2008 年

表 5.5 黃金價格預測之訓練集及測試集資料描述(1968 年-2008 年)

	資料期間 (1968 年-1998 年)	預測期間 (1999 年-2008 年)
平均值	284.5879	453.1102
中位數	340.9674	391.3219
最大值	674.8636	962.6238
最小值	34.9770	256.1636
標準差	153.2450	198.6540
全距	639.8866	706.4602
觀察值個數	372	120

為比較改良跳躍模型及 Shafiee-Topal 模型之結果，首先使用 1968 年 12 月至 1998 年 12 月份實際黃金價格資料，預測 1999 年 1 月至 2008 年 12 月之黃金價格趨勢。圖 5.1 之實際黃金價格的線性趨勢線 X_t 由常數項 α_1 加上第一項 $(\alpha_2 t)$ 所組成，以實線表示；第二項界定出跳躍的上、下區間範圍，由線性趨勢線加上不同比例的波動範圍，分別計算出上波動線及下波動線，實際黃金價格高於上波動線 $(1 + \gamma^+) (\alpha_1 + \alpha_2 t)$ 的點屬於上跳躍(jump)，而低於下波動線 $(1 - \gamma^-) (\alpha_1 + \alpha_2 t)$ 的點則屬於下跳躍(dip)，而上、下波動線於圖中以虛線表示。橘色線為實際黃金價格，紅色實線為改良跳躍模型預測之黃金價格趨勢線，藍色虛線為 Shafiee-Topal 模型之預測之黃金價格趨勢線。

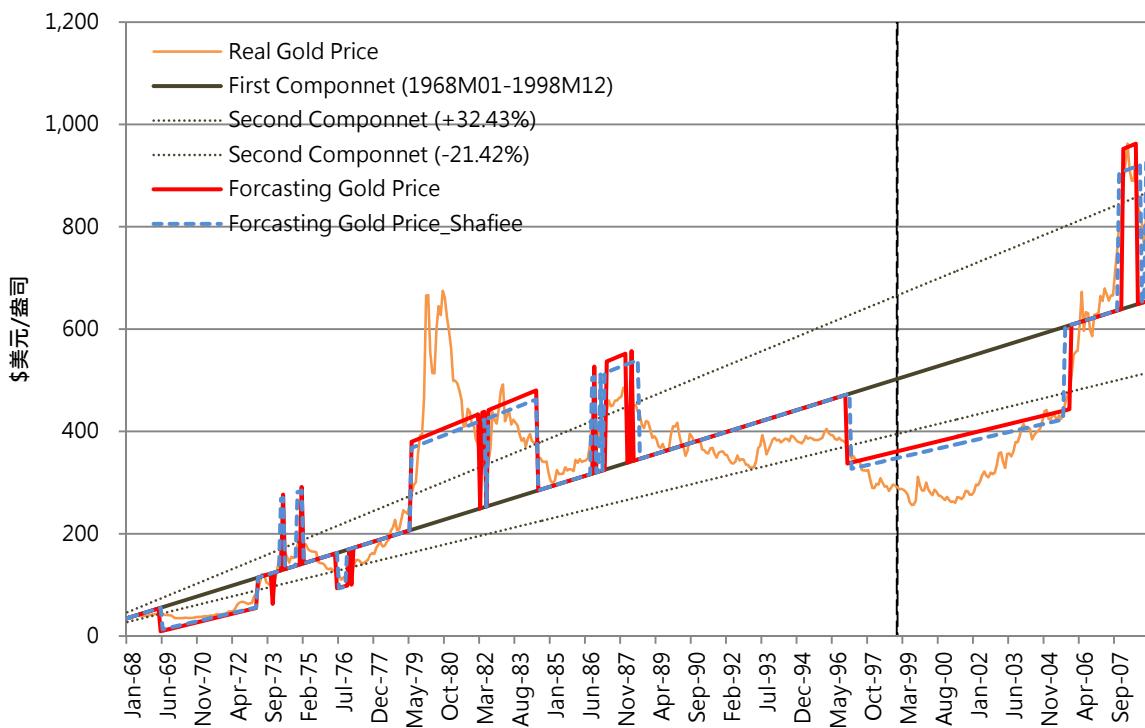


圖 5.1 1968 年-1998 年歷史黃金價格及黃金價格趨勢圖-改良跳躍模型

1968 年-1998 年實際黃金價格之平均值為 284.5879 美元，標準差為 153.2450(詳見表 5.5)，改良跳躍模型及改良平滑跳躍模型皆設定一個標準差做為上、下波動範圍，總波動範圍為 53.85%。從圖 5.1 可以看出，由於改良跳躍模型修改了波動率，使得跳躍的上下區間範圍上移，上跳躍的幅度(+32.43%)比 Shafiee-Topal 模型增加了 7.43%，而下跳躍的幅度(-21.42%)相較 Shafiee-Topal 模型(25%)則減少 3.58%。

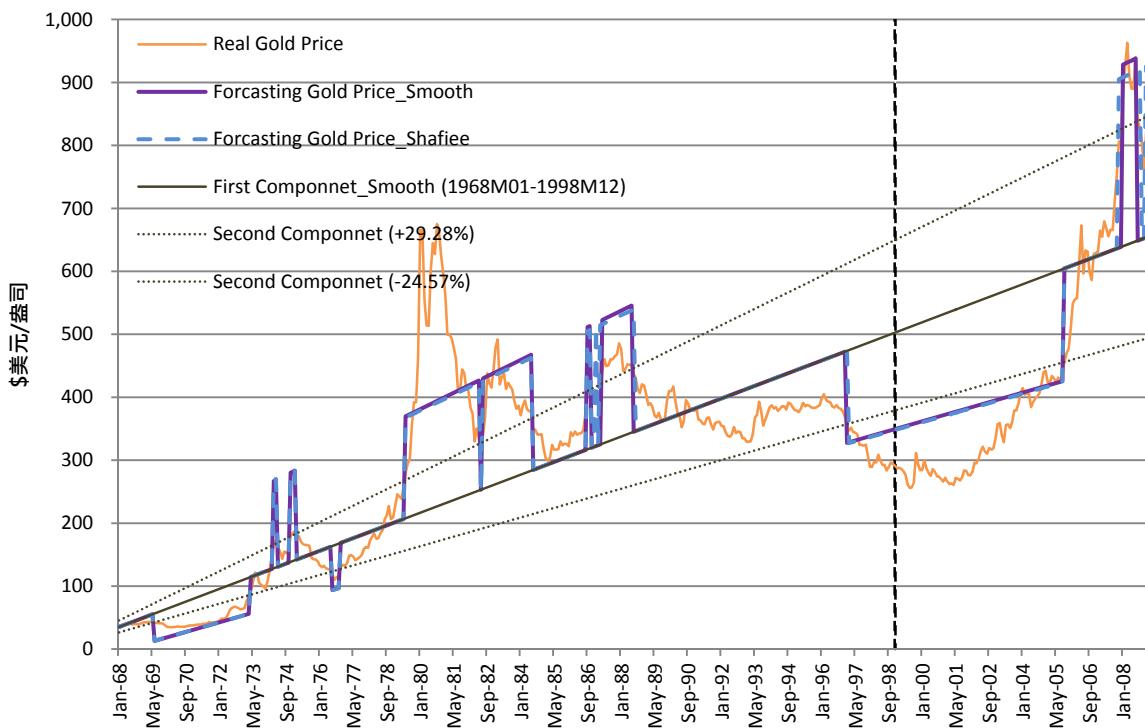


圖 5.2 1968 年-1998 年歷史黃金價格及趨勢預測-改良平滑跳躍模型

改良跳躍模型及 Shafiee-Topal 模型各成份係數分別表列於表 5.7 及表 5.9，可以看出各項數值差距不大。而表 5.8 及表 5.10 則分別整理出圖 5.1 兩條黃金價格預測趨勢線之各跳躍存續期間，以及跳躍期間之平均黃金價格、平均趨勢值、跳躍幅度、實際黃金價格之最大值及最小值等資料。

表 5.6 1968 年-1998 年黃金價格預測-ARIMA 模型係數

變數	常數(α_1)	第一項係數(α_2)	AR(1)	AR(2)	MA(1)
Coefficient	215.67670	0.444535	0.584897	0.388701	0.800903
t-Statistic	1.219337	0.656644	7.209013	4.793652	15.09697
Std.Error	176.8802	0.676981	0.081134	0.081087	0.053051
R-squared	-	0.986603	-	-	-
Prob.	215.67670	0.444535	0.584897	0.388701	0.800903

表 5.7 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型)

變數	常數 (α_1)	第一項係數 (α_2)	第二項係數	
			$\alpha_3(\gamma^+ = 0.3243)$	$\alpha_4(\gamma^- = -0.2143)$
Coefficient	35.181	1.2601	116.0965	-41.5031
t-Statistic	-	46.21039	15.93208	-5.96236
Std.Error	-	0.027269	7.286963	6.960861
R-squared	-	0.458848	0.835384	-



表 5.8 1968 年-1998 年黃金價格跳躍狀態及存續期間(改良跳躍模型)

起始時間 From	To	存續 期數	狀態	平均黃金價格	平均趨勢值	跳躍幅度	跳躍幅度	金價最大值	金價最小值
				(\$美元/盎司)	(\$美元/盎司)	(\$美元/盎司)	(百分比)	(\$美元/盎司)	(\$美元/盎司)
Jan-68	Apr-69	16	No jump/Dip	39.85	44.63	-5	-10.71%	43.32	35.18
May-69	Mar-73	47	Dip	46.11	84.33	-38	-45.32%	84.51	34.98
Apr-73	Oct-73	7	No jump/Dip	106.49	118.35	-12	-10.02%	121.32	90.95
Nov-73	Nov-73	1	Dip	95.70	123.39	-28	-22.44%	95.70	95.70
Dec-73	Mar-74	4	No jump/Dip	137.05	126.54	11	8.31%	166.51	108.69
Apr-74	Apr-74	2	Jump	169.94	129.06	41	31.68%	173.38	166.51
May-74	Dec-74	8	No jump/Dip	160.98	135.36	26	18.93%	183.84	143.74
Jan-75	Jan-75	1	Jump	187.10	141.03	46	32.67%	187.10	187.10
Feb-75	May-76	16	No jump/Dip	150.55	151.74	-1	-0.79%	179.12	127.19
Jun-76	Nov-76	6	Dip	119.31	165.60	-46	-27.95%	130.75	110.11
Dec-76	Dec-76	1	No jump/Dip	133.85	170.01	-36	-21.27%	133.85	133.85
Jan-77	Jan-77	1	Dip	132.37	171.27	-39	-22.72%	132.37	132.37
Feb-77	May-79	28	No jump/Dip	184.83	189.54	-5	-2.49%	257.87	136.29
Jun-79	Feb-82	33	Jump	487.98	227.98	260	114.05%	674.86	279.62
Mar-82	Mar-82	1	No jump/Dip	329.92	249.40	81	32.29%	329.92	329.92
Apr-82	May-82	2	Jump	342.51	251.29	91	36.30%	350.30	334.73
Jun-82	Jun-82	1	No jump/Dip	314.92	253.18	62	24.39%	314.92	314.92
Jul-82	Jun-84	24	Jump	408.54	268.93	140	51.91%	491.59	339.23
Jul-84	Sep-86	27	No jump/Dip	335.03	301.06	34	11.28%	418.33	299.11
Oct-86	Oct-86	1	Jump	423.90	318.71	105	33.01%	423.90	423.90
Nov-86	Mar-87	5	No jump/Dip	401.07	322.49	79	24.37%	408.74	390.70
Apr-87	Jan-88	10	Jump	461.70	331.94	130	39.09%	485.63	439.46
Feb-88	Mar-88	2	No jump/Dip	442.95	339.50	103	30.47%	443.90	442.00
Apr-88	Apr-88	1	Jump	452.23	341.39	111	32.47%	452.23	452.23
May-88	Nov-96	103	No jump/Dip	377.80	406.91	-29	-7.15%	451.41	329.36
Dec-96	Dec-98	25	Dip	315.05	487.56	-173	-35.38%	369.13	283.87

表 5.9 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型)

變數	常數	第一項係數		第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\gamma^+ = 0.25)$	$\alpha_4(\gamma^- = -0.25)$	
Coefficient	35.181	1.2601	116.9109	-37.9107	
t-Statistic	-	46.2104	17.2091	-5.1715	
Std.Error	-	0.0273	6.7936	7.3307	
R-squared	-	0.4588	0.8334	-	

表 5.10 1968 年-1998 年黃金價格跳躍狀態及存續期間(Shafiee-Topal 模型)

起始時間 From	終止時間 To	存續 期數	狀態	平均黃金價格 (\$美元/盎司)	平均趨勢值 (\$美元/盎司)	跳躍幅度 (百分比%)	跳躍幅度 (\$美元/盎司)	金價最大值 (\$美元/盎司)	金價最小值 (\$美元/盎司)
Jan-68	Jul-69	19	No jump/Dip	40.23	44.57	-4.34	-0.10	43.49	35.18
Aug-69	Feb-73	43	Dip	45.49	79.29	-33.80	-0.43	77.07	34.98
Mar-73	Jan-74	11	No jump/Dip	105.47	109.53	-4.06	-0.04	125.87	84.51
Feb-74	May-75	16	Jump	165.99	124.65	41.34	0.33	187.10	143.74
Jun-75	Sep-78	40	No jump/Dip	150.43	156.01	-5.58	-0.04	212.44	110.11
Oct-78	Nov-84	74	Jump	416.37	219.85	196.52	0.89	674.86	206.61
Dec-84	Jul-86	20	No jump/Dip	326.61	272.49	54.12	0.20	348.60	299.11
Aug-86	Jan-89	30	Jump	433.80	300.49	133.31	0.44	485.63	376.78
Feb-89	Nov-89	10	No jump/Dip	376.60	322.89	53.71	0.17	395.08	361.86
Dec-89	Feb-90	3	Jump	412.16	330.17	81.99	0.25	416.89	409.75
Mar-90	Oct-97	92	No jump/Dip	367.67	383.37	-15.70	-0.04	404.71	323.26
Nov-97	Oct-03	72	Dip	296.84	475.21	-178.37	-0.38	379.15	256.16
Nov-03	Aug-07	46	No jump/Dip	512.79	541.29	-28.50	-0.05	679.36	384.53
Sep-07	Dec-08	16	Jump	846.22	576.01	270.21	0.47	962.62	712.32

表 5.11 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)

變數	常數(α_1)	第一項係數		第二項係數	
		(α_2)		$\alpha_3(\gamma^+ = 0.2928)$	$\alpha_4(\gamma^- = -0.2457)$
Coefficient	35.181	1.2599		111.2676	-38.2845
t-Statistic	-	46.8800		16.1407	-5.2758
Std.Error	-	0.02687		6.8936	7.2567
R-squared	-	0.4766		0.8345	-

表 5.12 1968 年-1998 年黃金價格趨勢線及各成份係數(最佳化跳躍模型)

變數	常數 (α_1)	第一項係數		第二項係數	
		(α_2)		$\alpha_3(\lambda^+ = 0.44)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.12)$
Coefficient	35.181	1.2601		148.6939	-38.7587
t-Statistic	-	46.2104		16.6809	-7.9911
Std.Error	-	0.0272		8.9140	4.8502
R-squared	-	0.4588		0.8481	-

本研究之改良跳躍模型與 Shafiee-Topal 模型皆使用 EViews 的迴歸方法估計常數項 α_1 以及第一項係數 α_2 ，兩個模型的不同點在於改良跳躍模型修改了波動率的範圍，對照表 5.7 及表 5.9 第二項係數可以看出，由於改良跳躍模型之上區間波動率 γ^+ 的增加使得上區間範圍擴大，此時 α_3 會小於 Shafiee-Topal 模型係數。此外，改良跳躍模型之下區間波動率 γ^- 的改變使得下區間範圍減小， α_4 亦會小於 Shafiee-Topal 模型。

表 5.13 1968 年-1998 年黃金價格趨勢預測之各狀態期數

狀態	期數		
	改良跳躍模型	Shafiee-Topal 模型	改良平滑跳躍模型
上跳躍 (Jump)	73	85	82
平穩 (No jump / Dip)	219	214	216
下跳躍 (Dip)	80	73	74
總期數	372	372	372

由下表 5.14 可以看出除了 ARIMA 模型外，其餘四個模型的 RMSE 及 MAE 值並無太大差距，所有模型中以最佳化跳躍模型之 RMSE 值最低，改良跳躍模型次低。除了 ARIMA 模型外，最佳化跳躍模型之 R^2 值在四個比較模型中最高，其餘三個模型之 R^2 值差距不大，由此可推測在實際黃金價格波動平穩時，三種改良模型在訓練集的表現雖然略優於 Shafiee-Topal 模型，但較看不出改良模型之優勢。

表 5.14 1968 年-1998 年黃金價格趨勢預測之各模型 R^2 值、RMSE 值及 MAE 值

模型 / 試驗	R-square	RMSE	MAE
ARIMA	0.9866	102.3886	76.8018
Shafiee-Topal 模型	0.8334	62.4650	43.6248
改良跳躍模型	0.8354	62.0922	44.5686
改良平滑跳躍模型	0.8345	62.2562	43.7323
最佳化跳躍模型	0.8481	59.6362	42.4343

整體而言，根據表 5.14 可看出訓練集的表現以最佳化跳躍模型最優，但進一步檢視下表 5.15 測試集之 RMSE 值及 MAE 值可以發現，在訓練集 RMSE 值及 MAE 值皆最低的最佳化跳躍模型，於測試集的表現卻不甚理想。最佳化跳躍模型在測試集的預測結果不佳，可能是因為測試集期間過長，資料期間共涵蓋 372 個月，而預測期間則為 120 個月(詳見表 5.5)，容易使得預測失準。

表 5.15 1999 年-2008 年黃金價格預測之各模型 RMSE 值及 MAE 值

模型 / 試驗	RMSE	MAE
Shafiee-Topal 模型	70.1141	58.2187
改良跳躍模型	81.6970	67.9359
改良平滑跳躍模型	77.1744	62.5559
最佳化跳躍模型	124.4150	110.1612

下圖 5.3 詳列出各模型於預測期間 1999 年至 2008 年之預測圖，可看出由於 Shafiee-Topal 模型的 $\gamma^+ = 0.25$ ，比改良跳躍模型($\gamma^+ = 0.3443$)、改良平滑跳躍模型($\gamma^+ = 0.2928$)、最佳化跳躍模型($\gamma^+ = 0.44$)的上波動限制範圍都小，因此產生的上跳躍較其他三個模型多，雖然預測價格較其他模型不準確，但涵蓋 2008 年金融海嘯時期黃金價格爆漲之期間較廣，使得 RMSE 及 MAE 值相對其他模型來得低。

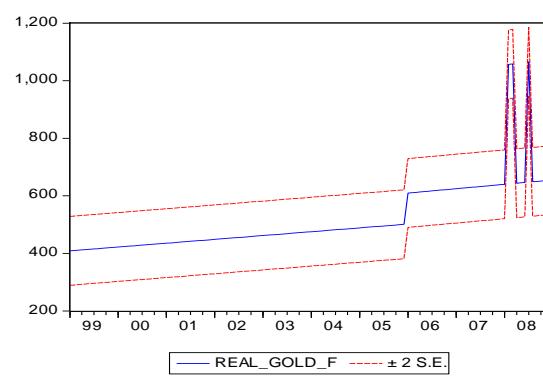
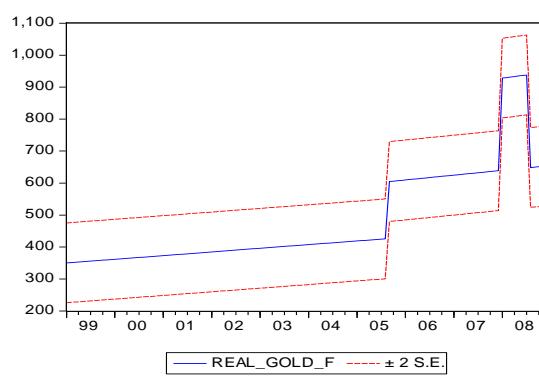
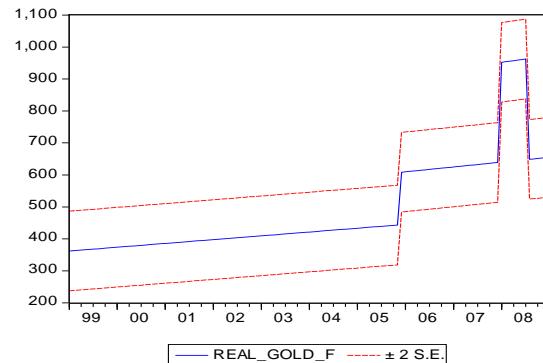
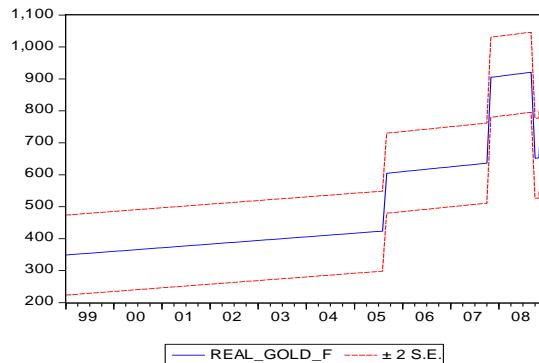


圖 5.3 1999 年-2008 年黃金價格預測之各模型預測圖

5.4.2 資料期間:1968 年-2008 年、預測期間:2009 年-2012 年 5 月

表 5.16 1968 年-2012 年 5 月訓練集及測試集資料描述

資料期間 (1968 年-2008 年)	預測期間	
	(2009 年-2012 年 5 月)	
平均值	325.6909	1305.5726
中位數	344.5255	1272.6259
最大值	962.6238	1772.1364
最小值	34.9770	859.3136
標準差	180.4355	288.3441
全距	927.6468	912.8227
觀察值個數	492	41

當已知黃金歷史價格資料區間放大至 1968 年-2008 年時，可以從圖 5.4 看出改良跳躍模型，以及改良平滑跳躍模型之黃金預測趨勢線十分接近，而 Shafiee-Topal 模型則與前兩者隨時間增加而拉大差距。

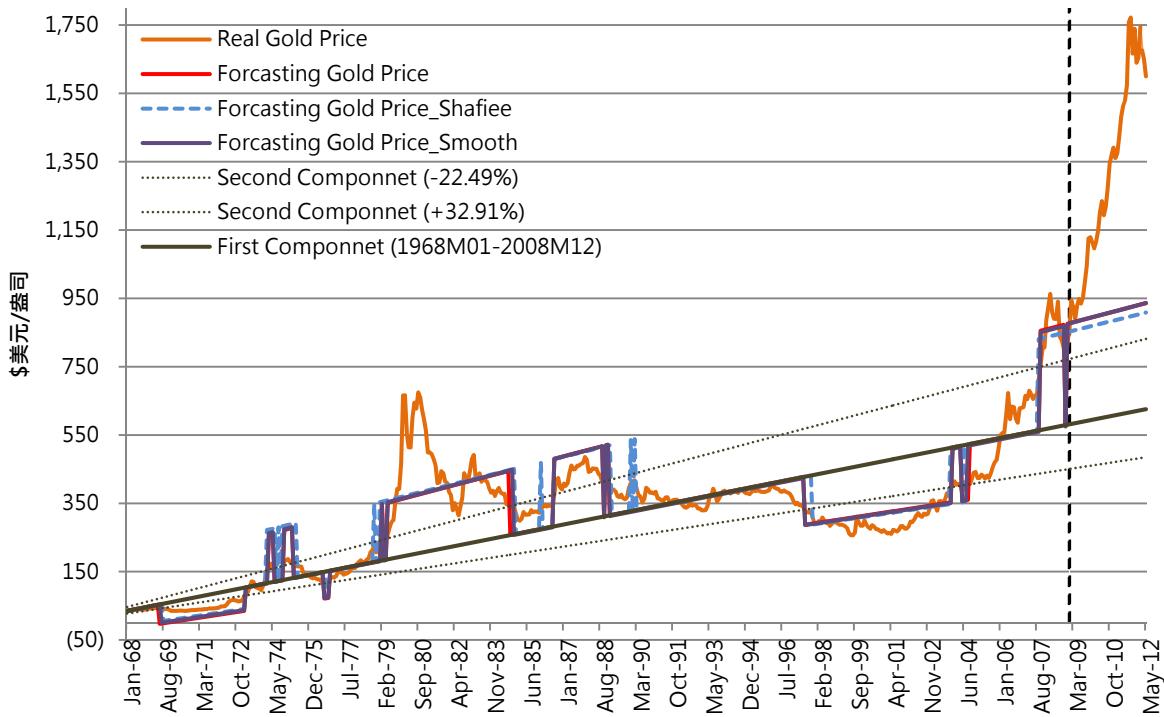


圖 5.4 1968 年-1998 年歷史黃金價格及趨勢預測-三種模型比較

1968 年-2008 年實際黃金價格之平均值為 325.6909 美元，標準差為 180.4355(詳見表 5.16)，改良跳躍模型及改良平滑跳躍模型皆設定一個標準差做為上、下波動範圍，總波動範圍為 55.4%。而 Shafiee-Topal 模型因為上、下波動率固定為 ± 0.25 的緣故，當實際黃金價格波動過大時，預測值與實際值之差距會大於改良跳躍模型以及改良平滑跳躍模型。

進一步檢視各模型之係數可以發現，由於改良跳躍模型及改良平滑跳躍模型的波動率十分接近， γ^+ 分別為 0.3291 及 0.3260， γ^- 分別為 -0.2249 及 -0.2280，因此兩者的預測結果也相似。

表 5.17 1968 年-2008 年黃金價格預測-ARIMA 模型係數

變數	常數(α_1)	第一項係數(α_2)	AR(1)	AR(2)	MA(1)
Coefficient	21.24872	1.338073	0.686204	0.298311	0.525628
t-Statistic	0.087283	1.887124	4.132082	1.805664	3.555188
Std.Error	243.4472	0.709054	0.166067	0.165208	0.147848
R-squared	-	0.987578	-	-	-
Prob.	0.9305	0.0597	0	0.0716	0.0004

表 5.18 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型)

變數	常數 (α_1)	第一項係數 (α_2)	第二項係數	
			$\alpha_3(\lambda^+ = 0.3291)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.2249)$
Coefficient	35.181	1.1099	116.0948	-52.5036
t-Statistic	-	52.2896	19.4487	-9.3156
Std.Error	-	0.0212	5.9693	5.6361
R-squared	-	0.4523	0.8737	-

表 5.19 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型)

變數	常數 (α_1)	第一項係數 (α_2)	第二項係數	
			$\alpha_3(\lambda^+ = 0.25)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.25)$
Coefficient	35.181	1.1099	117.6610	-49.2099
t-Statistic	-	52.2896	20.5689	-8.0086
Std.Error	-	0.0212	5.7203	6.1446
R-squared	-	0.4523	0.8646	-

表 5.20 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.3260)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.2280)$
Coefficient	35.1810	1.1013	117.4879	-50.5152
t-Statistic	-	52.4204	19.8099	-8.8700
Std.Error	-	0.0210	5.6950	-
R-squared	-	0.4535	0.8737	-

表 5.21 1968 年-2008 年黃金價格趨勢線及各成份係數(最佳化跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.29)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.18)$
Coefficient	35.1810	1.1067	119.6227	-58.44891
t-Statistic	-	52.36	21.268	-11.608
Std.Error	-	0.0211	5.625	5.035
R-squared	-	0.8616	0.9720	-

從下表 5.22 可以發現改良跳躍模型以及改良平滑跳躍模型之 R^2 值皆為 0.8737，而 Shafiee-Topal 模型因為 2007 年後實際黃金價格波動大於模型設定值，使得預測趨勢線與實際黃金價格出現較大差距， R^2 值為 0.8646，略低於改良跳躍模型以及改良平滑跳躍模型。另外，訓練集期間的 R^2 值、RMSE 與 MAE 值表現最佳的皆為最佳化跳躍模型，而 Shafiee-Topal 模型在訓練集期間的表現最差。

表 5.22 1968 年-2008 年黃金價格趨勢預測之各模型 R² 值、RMSE 值及 MAE 值

模型 / 試驗	R-square	RMSE	MAE
ARIMA	0.9876	145.4589	107.0956
Shafiee-Topal 模型	0.8646	66.3290	45.9188
改良跳躍模型	0.8737	63.8831	45.2799
改良平滑跳躍模型	0.8737	63.7615	44.9737
最佳化跳躍模型	0.9720	62.3227	44.6081

進一步檢視測試集的結果，從下表 5.23 可以看出在訓練集表現最差之 Shafiee-Topal 模型，其預測效果也較其他模型差，其中預測結果最好的是改良跳躍模型，因為波動率的改良($\gamma^+ = 0.3291$, $\gamma^- = -0.2249$)後，使得模型更接近真實數據之波動率，預測結果也優於其他模型。而在訓練集表現最佳的最佳化模型，因為所使用之波動率較平穩($\gamma^+ = 0.29$, $\gamma^- = -0.18$)，預測期間適逢 2009 年黃金價格波動幅度較大，使得預測效果不如預期。

表 5.23 2009 年-2012 年黃金價格預測之各模型 RMSE 值及 MAE 值

模型 / 試驗	RMSE	MAE
Shafiee-Topal 模型	509.9172	433.2544
改良跳躍模型	480.5806	399.8848
改良平滑跳躍模型	484.3169	404.0650
最佳化跳躍模型	498.5644	420.1587

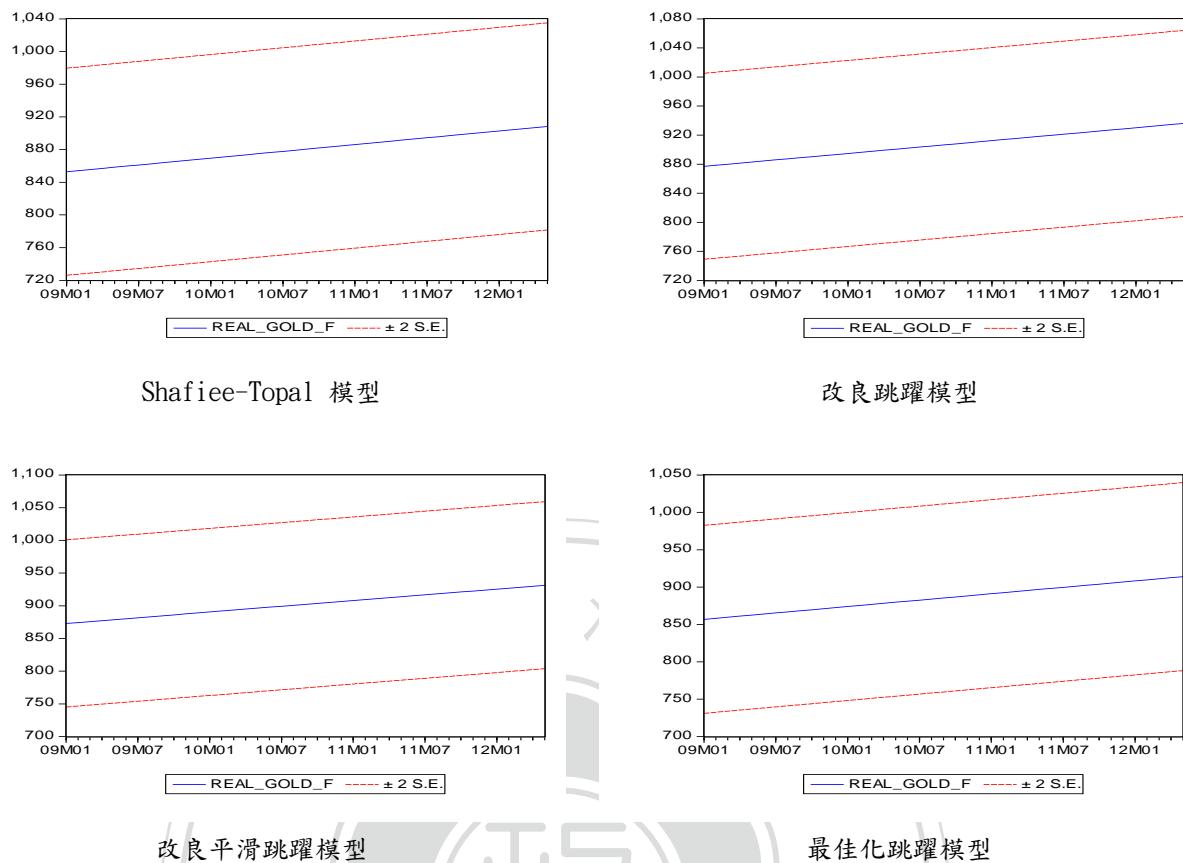


圖 5.5 2008 年-2012 年 5 月黃金價格預測之各模型預測圖

5.4.3 資料期間:1968 年-2012 年 5 月、預測期間:2012 年 5 月-2018 年

當已知實際黃金價格資料期間拉長至 2012 年 5 月份，可以看出改良跳躍模型、改良平滑跳躍模型以及 Shafiee-Topal 模型，三者所預測的趨勢線之差距逐漸擴大。1968 年-2012 年 5 月實際黃金價格之平均值為 401.0664 美元，標準差為 323.4269，改良跳躍模型及改良平滑跳躍模型皆設定一個標準差做為上、下波動範圍，總波動範圍為 80.642%，總波動範圍超出 Shafiee-Topal 模型 30%。

由圖 5.6 可以看出三個預測模型之趨勢線與實際黃金價格之對照，由於 Shafiee-Topal 模型設定之波動區間較小，因此會有較多數值落在上下波動區間之外，對實際黃金價格之數值變化較敏感，上跳躍及下跳躍之發生次數多於改良跳躍

模型以及改良平滑跳躍模型。而改良跳躍模型及改良平滑跳躍模型之波動率隨著實際黃金價格巨幅波動，1968 年至 2012 年之上下波動範圍高達線性趨勢之 80%，使得改良跳躍模型及改良平滑跳躍模型遇到較大價格波動時，特別是 2010 年以來黃金價格之上跳躍，此二模型之預估值皆較 Shafiee-Topal 模型更接近實際值。

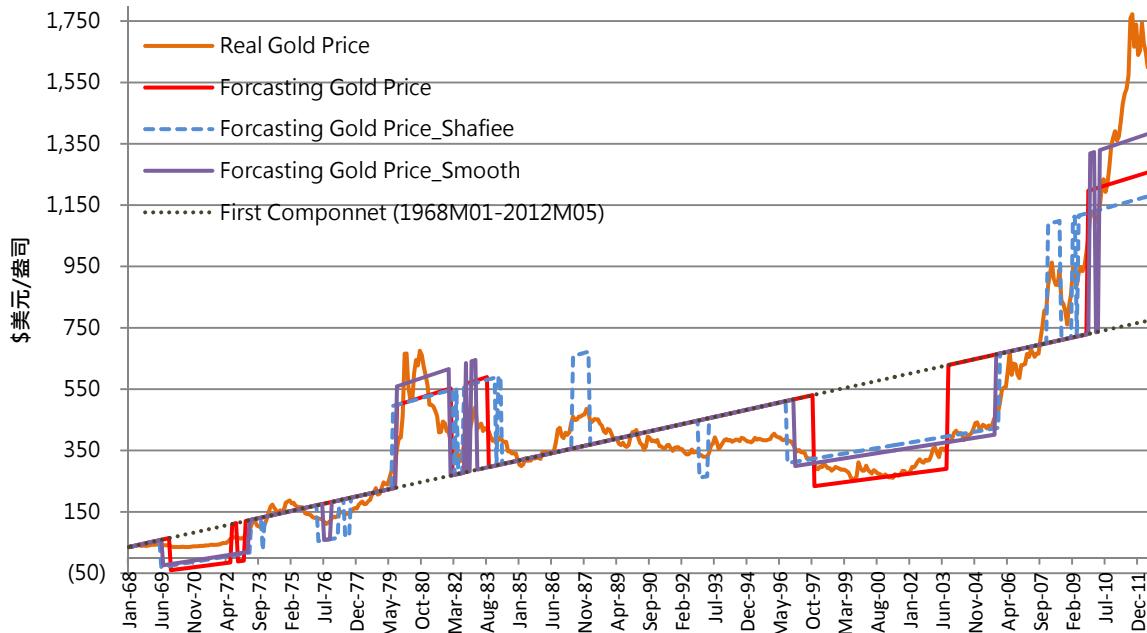


圖 5.6 1968 年-2012 年 5 月歷史黃金價格及趨勢預測-三種方法比較

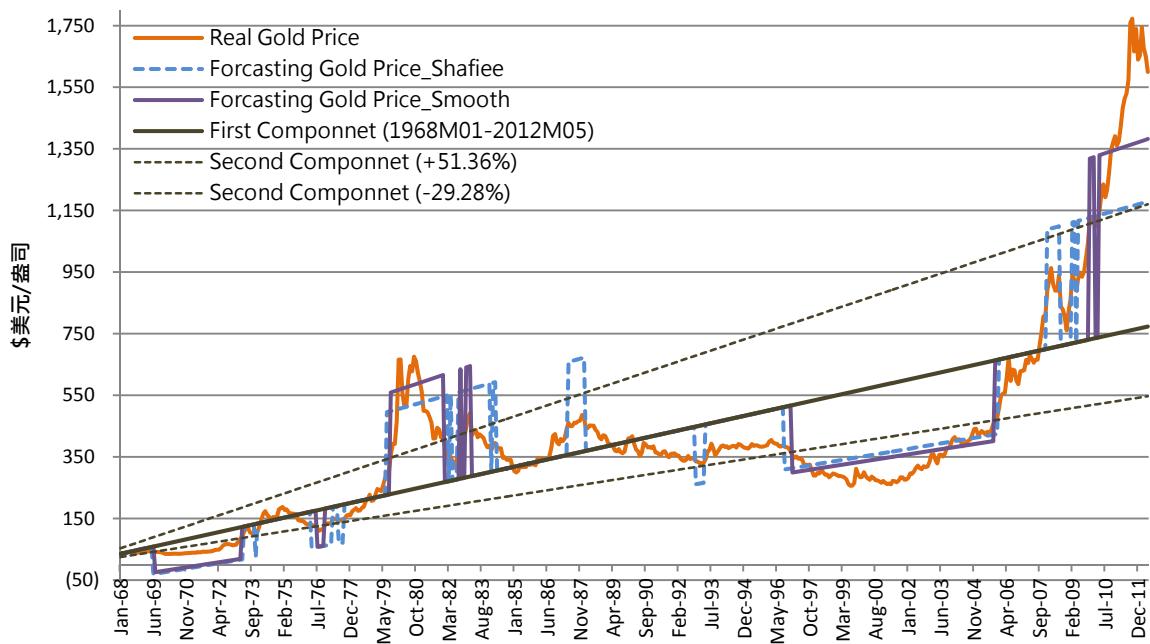


圖 5.7 1968 年-2012 年 5 月歷史黃金價格及趨勢預測
-Shafiee-Topal 與改良平滑跳躍模型之比較

表 5.24 1968 年-2012 年 5 月黃金價格預測-ARIMA 模型係數

變數	常數(α_1)	第一項係數(α_2)	AR(1)	AR(2)	MA(1)
Coefficient	-16887.1600	16.9960	0.3970	0.6012	0.7945
t-Statistic	-0.1133	0.2270	4.1714	6.2761	10.9877
Std.Error	148997.3	74.8678	0.0952	0.0958	0.0723
R-squared	-	0.9944	-	-	-
Prob.	0.9098	0.8205	0	0	0

表 5.25 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.3820)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.4244)$
Coefficient	35.1810	1.4053	242.0420	-46.6228
t-Statistic	-	43.7624	18.1718	-4.2179
Std.Error	-	0.0321	13.3197	11.0535
R-squared	-	0.5039	0.8764	-

表 5.26 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.25)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.25)$
Coefficient	35.1810	1.4053	221.6237	-85.7419
t-Statistic	-	43.7624	19.8410	-10.2037
Std.Error	-	0.0321	11.1700	8.4030
R-squared	-	0.5039	0.8774	-

表 5.27 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.5136)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.2928)$
Coefficient	35.1810	1.3868	229.9560	-77.2091
t-Statistic	-	44.0836	18.7020	-9.9771
Std.Error	-	0.0315	12.2958	7.7386
R-squared	-	0.5055	0.9120	-

表 5.28 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(最佳化跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.49)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.29)$
Coefficient	35.1810	1.4053	224.9324	-79.8886
t-Statistic	-	43.7624	18.8179	-10.6177
Std.Error	-	0.0321	11.9531	7.5241
R-squared	-	0.5039	0.9141	-

最後，比較三個模型之各項預測力指標，表 5.25、表 5.26、表 5.27、表 5.28 分別顯示改良跳躍模型、Shafiee-Topal 模型、改良平滑跳躍模型以及最佳化跳躍模型之 R^2 值，分別為 0.8837、0.8749、0.9120 以及 0.9141，隨著實際黃金價格波動率大幅提升，改良平滑跳躍模型與 Shafiee-Topal 模型之預測力之差距隨之增加。在 RMSE 與 MAE 值方面表現最佳的皆為改良平滑跳躍模型，可見改良平滑跳躍模型在實際價格波動率越大時，因能隨實際價格波動做調整，使得預測結果優於其他模型。

表 5.29 1968 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢預測之各模型 R^2 值、RMSE 值及 MAE 值

模型 / 試驗	R-square	RMSE	MAE
ARIMA	0.9944	325.4498	265.8654
Shafiee-Topal 模型	0.8774	114.2837	76.4124
改良跳躍模型	0.8764	110.4899	81.0738
改良平滑跳躍模型	0.9120	95.8531	69.8488
最佳化跳躍模型	0.9141	94.6967	70.0718

根據訓練集的 RMSE 及 MAE 值可以發現，改良平滑跳躍模型與最佳化跳躍模型兩者之預測結果十分接近，皆優於其他模型。從下圖 5.8 可以看出沿著同一條上升趨勢線，根據不同波動率值而得到不同的黃金價格預測線，在預測期間上波動由高而

低分別為：改良平滑跳躍模型（紫色實線， $\gamma^+ = 0.5136$, $\gamma^- = -0.2928$ ）、最佳化模型（綠色實線， $\gamma^+ = 0.49$, $\gamma^- = -0.29$ ）、改良跳躍模型（紅色實線， $\gamma^+ = 0.3820$, $\gamma^- = -0.4244$ ）以及 Shafiee-Topal 模型（藍色虛線， $\gamma^+ = 0.25$, $\gamma^- = -0.25$ ），資料期間為 1968 年至 2012 年 5 月，預測期間為 2012 年 6 月至 2018 年 12 月。

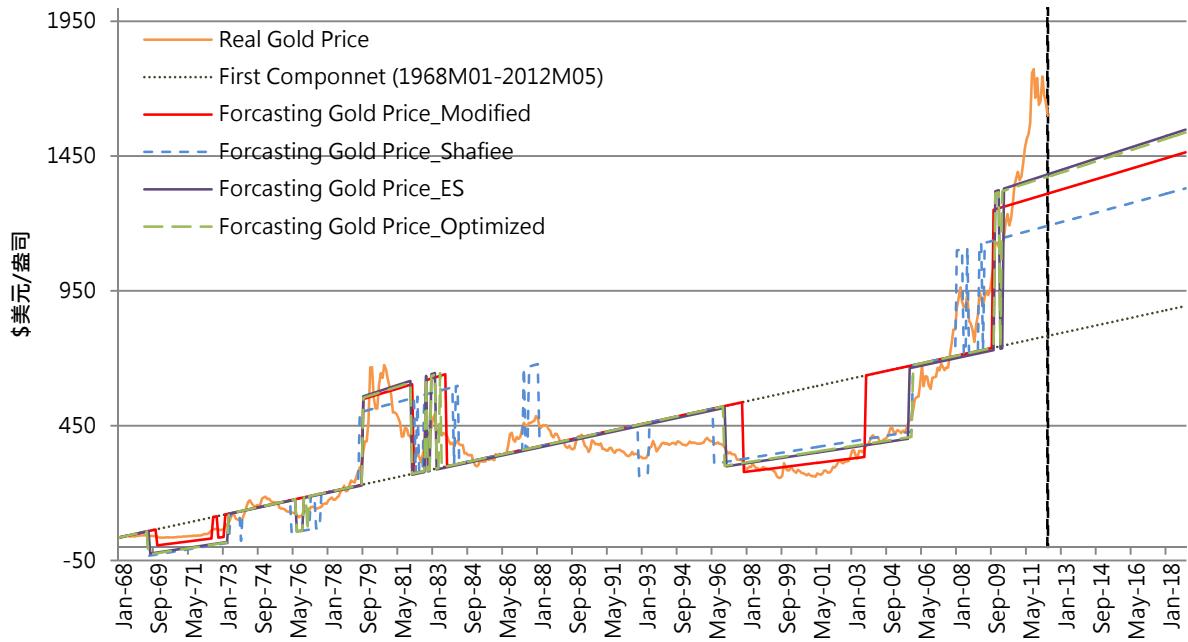


圖 5.8 1968 年-2012 年 5 月歷史黃金價格及 2012 年 6 月-2018 年趨勢預測

本研究最後一筆實際黃金價格資料為 2012 年 5 月均價 1,599.831(美元/盎司)，而各模型所預測之 2012 年 5 月黃金價格由高而低分別為：改良平滑跳躍模型 (1,381.904 美元/盎司)、最佳化模型 (1,374.045 美元/盎司)、改良跳躍模型 (1,310.404 美元/盎司) 以及 Shafiee-Topal 模型 (1,191.311 美元/盎司)。

表 5.30 1968 年-2012 年 5 月訓練集及預測值資料描述

	資料期間 (1968 年-2012 年 5 月)	預測期間 (2012 年 6 月-2018 年)			
		改良跳躍 模型預測值	Shafiee-Topal 模型預測值	改良平滑跳躍 模型預測值	最佳化跳躍 模型預測值
平均值	401.0664	1388.0871	1261.5749	1465.8719	1456.7525
中位數	356.4136	1388.0871	1261.5749	1465.8719	1456.7525
最大值	1772.1364	1463.8278	1330.0820	1547.7401	1537.3660
最小值	34.9770	1312.3464	1193.0678	1384.0036	1376.1391
標準差	323.4269	44.5690	40.3124	48.1747	47.4479
全距	1737.1594	151.4815	137.0141	163.7366	161.2270
觀察值個數	533	79	79	79	79

5.5 多變數模型

Pindyck、Rotemberg (1990) 研究七種不同的主要商品組合，包括小麥、棉花、銅、黃金、原油、木材、可可豆，發現這些商品之間有著過度共同移動(co-movement)的現象，而 Pindyck 與 Rotemberg 認為投資者的群聚行為(herd behavior)，例如在股市或是商品市場裡盲目的追高殺低，是造成這種不合理的共移現象之主因，而這些商品價格也會受到股市指數、利率、匯率以及通貨膨脹等總體經濟變數影響。另外，有關原油價格如何影響貴金屬價格的研究也指出，油價有相當高的比率可以影響貴金屬價格 (Baffes, 2007)。因此，本研究之多變數模型從國際主要交易商品及總體經濟變數中，分別挑出原油以及美元加權指數作為黃金價格預測模型之變數，多變數模型之變數資料描述如下表 5.31。

表 5.31 1986 年-2012 年多變數模型資料描述

	黃金價格	原油價格	美元加權指數
平均值	524.5255	37.6458	89.4640
中位數	385.2975	23.4632	88.9217
最大值	1772.1364	133.8900	120.1897
最小值	256.1636	11.3461	69.0690
標準差	344.2371	27.7260	10.5419
全距	1515.9727	122.5439	51.1208
觀察值個數	317	317	317

首先，比較 Shafiee-Topal 模型、改良跳躍模型、改良平滑跳躍模型以及多變數模型於 1986 年至 2012 年 5 月資料期間之預測效果，各項係數詳如下表 5.32 至表 5.35。在此資料期間樣本外預測力指標 RMSE 及 MAE 值最低的模型為改良平滑跳躍模型模型，其 R^2 值也略高於改良跳躍模型及 Shafiee-Topal 模型。

表 5.32 1986 年-2012 年 5 月多變數 ARIMA 模型之黃金價格係數

變數	常數(α_1)	第一項係數(α_2)	原油	美元 指數	AR(1)	AR(2)	MA(1)
Coefficient	-32666.2900	41.158	0.683668	-4.75649	0.265131	0.732439	0.864913
t-Statistic	-0.116425	0.228814	1.917881	-4.99453	2.447406	6.724911	10.79794
Std.Error	280578.3	179.8755	0.356471	0.95234	0.108331	0.108914	0.0801
R-squared	0.995215	-	-	-	-	-	-
Prob.	0.9074	0.8192	0.0561	0	0.0149	0	0

表 5.33 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(Shafiee-Topal 模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.25)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.25)$
Coefficient	136.1180	2.4583	233.4948	-148.8165
t-Statistic	4.6596	15.3651	22.4045	-15.1634
Std.Error	29.2123	0.1600	10.4218	9.8142
R-squared	0.4284	-	0.9141	-

表 5.34 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.3281)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.3281)$
Coefficient	136.1180	2.4583	222.6956	-120.8812
t-Statistic	4.6596	15.3651	21.3827	-12.1858
Std.Error	29.2123	0.1600	10.4147	9.9198
R-squared	0.4284	-	0.9197	-

表 5.35 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢線及各成份係數(改良平滑跳躍模型)

變數	常數	第一項係數	第二項係數	
	(α_1)	(α_2)	$\alpha_3(\lambda^+ = 0.4388)$	$\alpha_4(\lambda^- = -0.2175)$
Coefficient	142.7893	2.3797	225.5026	-153.4518
t-Statistic	4.9747	15.1380	20.4544	-16.9332
Std.Error	28.7030	0.1572	11.0246	9.0622
R-squared	0.4211	-	0.9233	-

多變數模型增加了原油價格及美元加權指數兩個變數，並採用在相同資料期間內 RMSE 及 MAE 值最低的單變數模型，改良平滑跳躍模型之波動率值。資料期間的預測結果，以及各模型之 R^2 值、樣本外預測力指標值詳如下表 5.36。

表 5.36 1986 年-2012 年 5 月黃金價格趨勢之各模型 R² 值、RMSE 值及 MAE 值

模型 / 試驗		R-square	RMSE	MAE
單 變 數	ARIMA	0.9946	202.1702	183.6813
	ARMA	0.4284	259.8467	201.2947
	Shafiee-Topal 模型	0.9141	100.7238	62.6227
	改良跳躍模型	0.9197	97.3902	67.2561
改良平滑跳躍模型		0.9233	95.1745	62.2816
多 變 數	ARIMA	0.9952	168.2391	145.5621
	ARMA	0.7271	179.5396	123.4957
	多變數跳躍模型	0.9005	108.4177	81.1239

最後，可以從圖 5.9 看出多變數跳躍模型所預測之 2012 年 6 月至 2018 年黃金價格趨勢，由於多變數模型需配合原油價格及美元加權指數資料做預測，在此使用線性迴歸估計原油價格及美元加權指數值，無論是改良跳躍模型、Shafiee-Topal 模型、改良平滑跳躍模型或是多變數跳躍模型，皆預測黃金價格在 2018 年前皆會維持持續走升的趨勢。

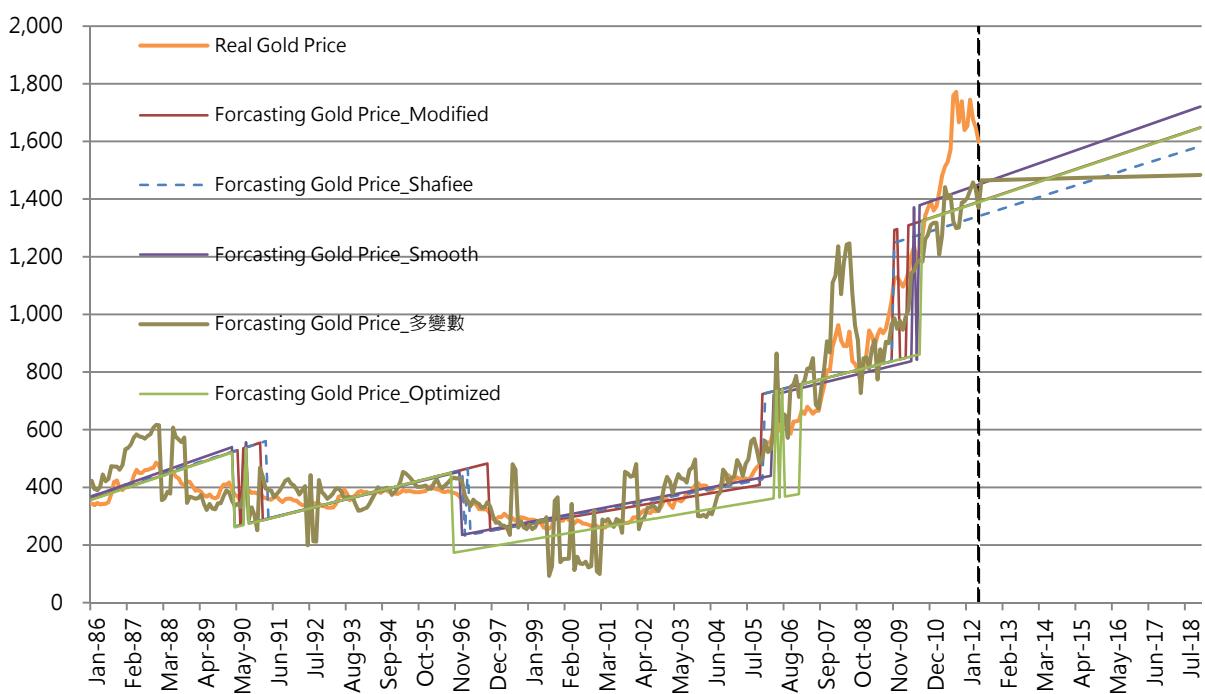


圖 5.9 2012 年 6 月-2018 年黃金價格趨勢預測

5.6 研究建議

使用跳躍模型預測黃金價格趨勢，上、下波動率之設定扮演了關鍵角色，由於 Shafiee-Topal 模型在實際黃金價格超出波動範圍($\gamma = \pm 25\%$) 時，隨著超出線性趨波動範圍的百分比增加，會加劇 Shafiee-Topal 模型之預測趨勢線與實際值之差距。本研究從此切入，首先將波動率的範圍隨實際資料與趨勢線之差距做調整，進而估計出上、下波動區間，而非 Shafiee-Topal 模型所設定之固定波動率。另外，由於近期實際黃金價格波動劇烈，實際價格大幅偏離長期預測趨勢線，因此使用指數平滑法，對於有巨幅波動之資料，會給予近期值相對遠期值較大的權數，實為合理之設定，經實際資料驗證，此法的準確度也高於 Shafiee-Topal 模型。

由於本研究使用的是月平均資料，並未對變數資料做其他處理，若能將變數轉換後再做資料分析，例如:Box-Cox Transformation，可能會有不同的發現。此外，月平均資料較適合用於長期趨勢預測，建議後續研究可嘗試使用每日資料作為預測基準做短期預測；另外，本研究之波動率為一固定值，受歷史資料之極值影響而增加預測趨勢線與實際值之差距，若能設定不同波動率區間，依不同區間設定不同之變動的波動率值，或許會有更好的預測結果。

本研究使用之跳躍模型，首先利用歷史黃金價格估計出其線性趨勢線，再根據實際黃金價格與線性趨勢線之差距計算出上、下波動率，依正負比例乘以總波動率範圍得到新的上、下波動率 γ 值，為兩階段步驟，後續研究可考慮同時估計趨勢線及上、下波動率。此外，由於本研究僅訂出一個標準差作為總波動率範圍，使得實際值無論超出波動率範圍多或少，都視為相同幅度之上、下跳躍，若能訂定多條上、下波動率範圍，例如每超過一個標準差則上(下)跳躍係數加倍，或許在遇到極值時將會有更好的估計。

參考文獻

西文部分：

- Anderson, O. D. (1980). *Analysing time series*. Amsterdam : North-Holland.
- Baffes, J. (2007). Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, 32, 126–134.
- Banerjee, A. & Dolado, J. & Galbraith, J. W. & Hendry, D. (1993). *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. USA : Oxford University Press.
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1994). *Time series analysis: Forecasting and control*(3rd ed.) : Prentice Hall.
- Brown, R. G. & Meyer, R. F. & D'Esopo, D. A. (1961). The fundamental theorem of exponential smoothing. *Operations Research*, 9 (5), 673–687.
- Chatfield, C. (2003). *The analysis of time series: An introduction* (6th ed.). New York : Chapman and Hall.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Granger, C. W. J. & Newbold, P. (1974). Spurious regression in economics. *Journal of Econometrics*, 2, 111–120.
- Greenberg, E. & Webster, C. E. (1983). *Advanced econometrics: A bridge to the literature*. New York : John Wiley and Sons.
- Maddala, G. S. & Kim, I.-M. (1998). *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series. Some evidence and implications. *Journal of*

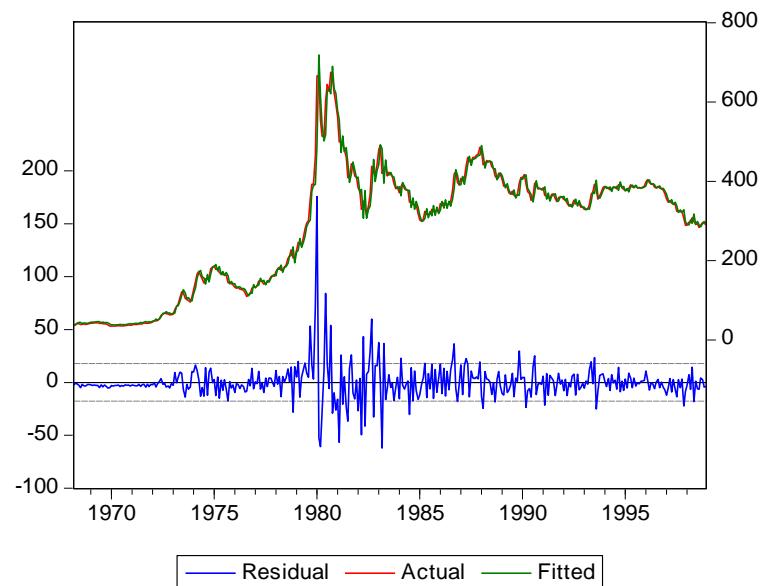
- Monetary Economics*, 10, 139–162.
- Pankratz, A. (1983). *Forecasting with univariate box-jenkins models concepts and cases*. New York : John Wiley and Sons.
- Phillips, P. C. B. & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58 (1), 165–193.
- Pindyck, R. S. & Rotemberg, J. J. (1990). The excess co-movement of commodity prices. *The Economic Journal*, 100(403), 1173–1189.
- Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599–607.
- Shafiee, S. & Topal, E. (2010). An overview of global gold market and gold price forecasting. *Resources Policy*, 35(3), 178–189.

中文部分：

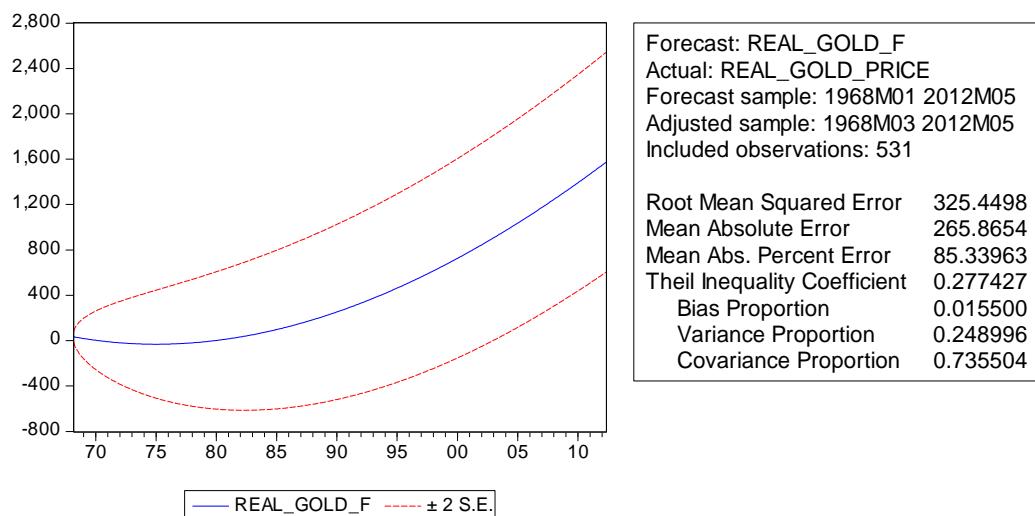
楊奕農 (2011)。時間序列分析—經濟與財務上之應用 (二版)。台北：雙葉書廊。

附錄

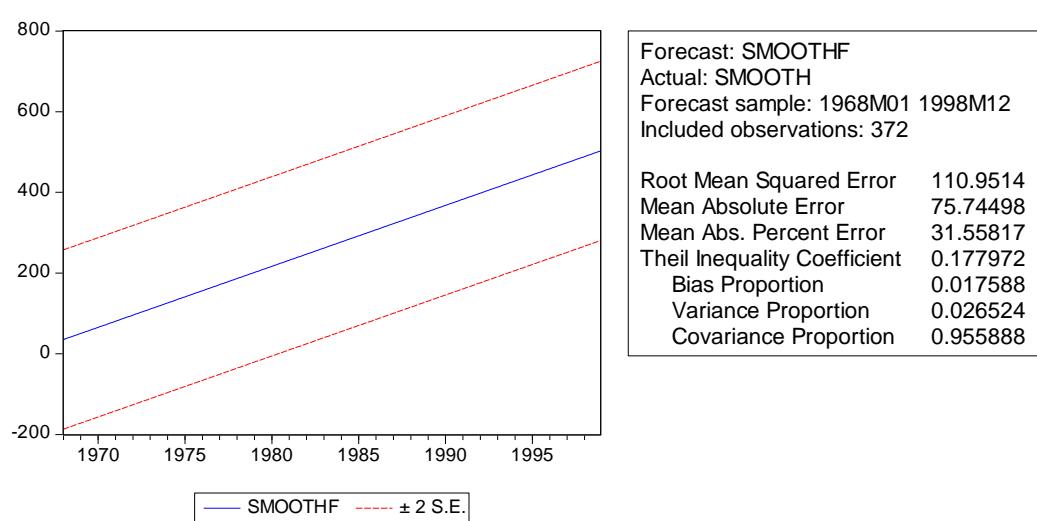
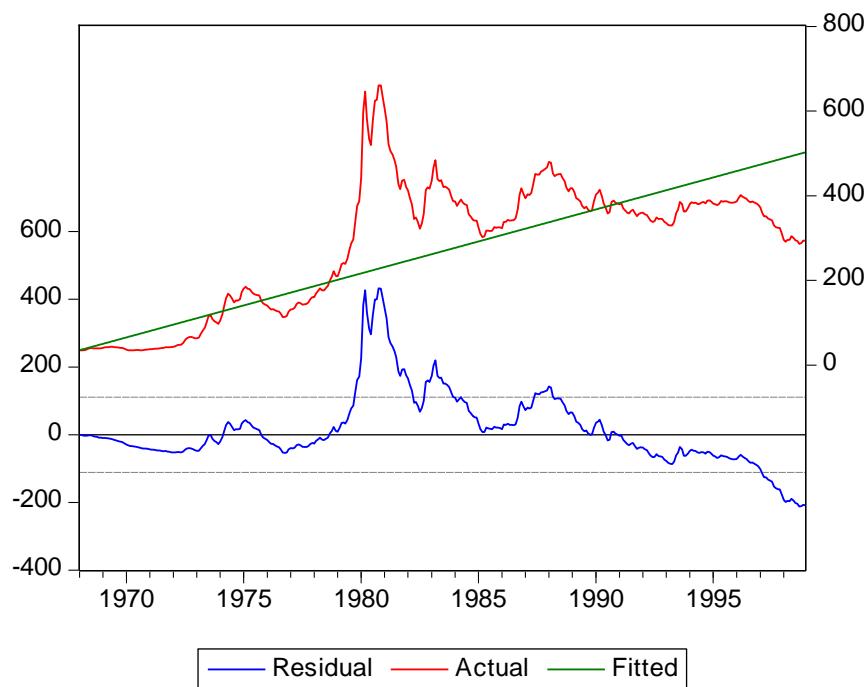
附錄一：1968 年-1998 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值

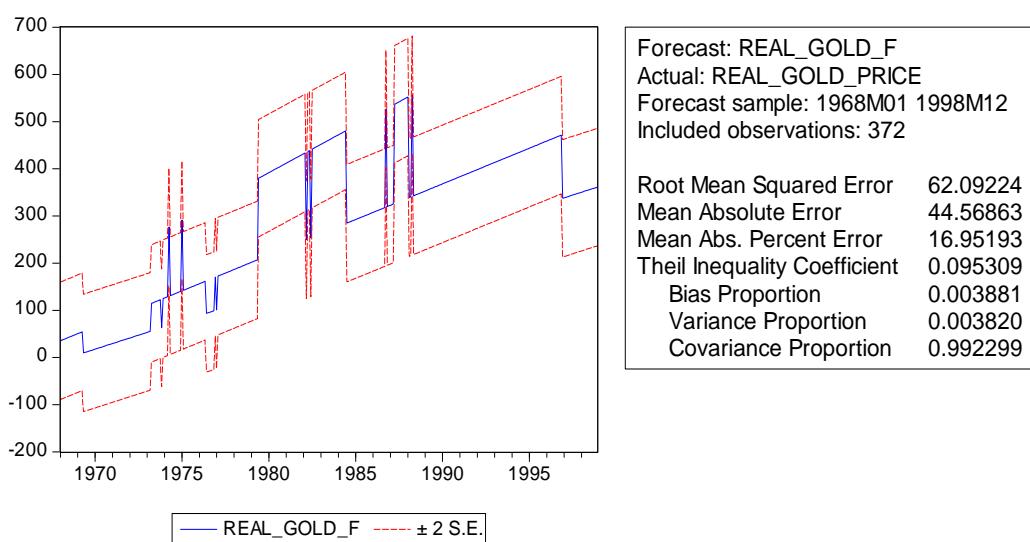
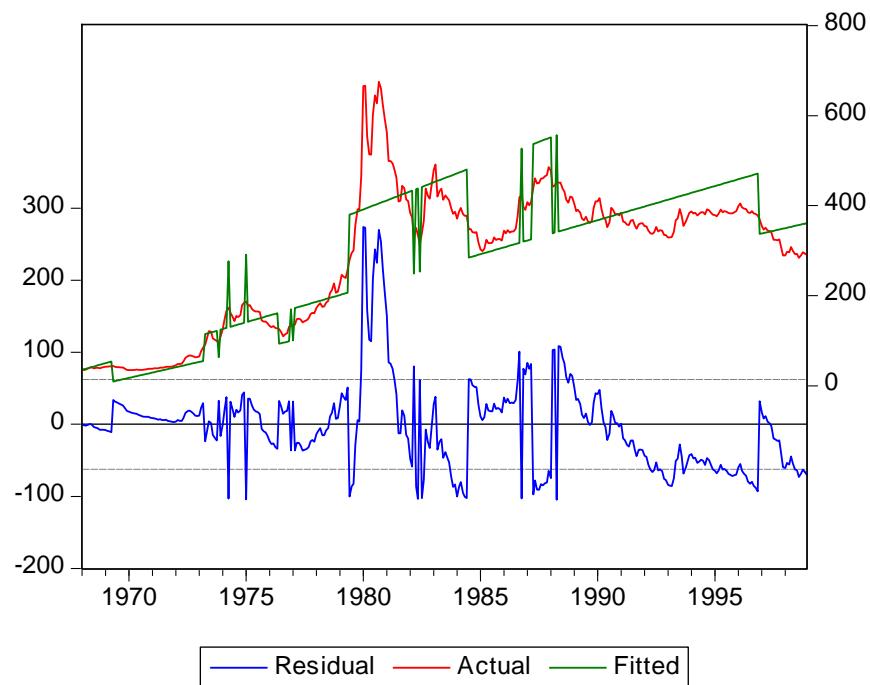


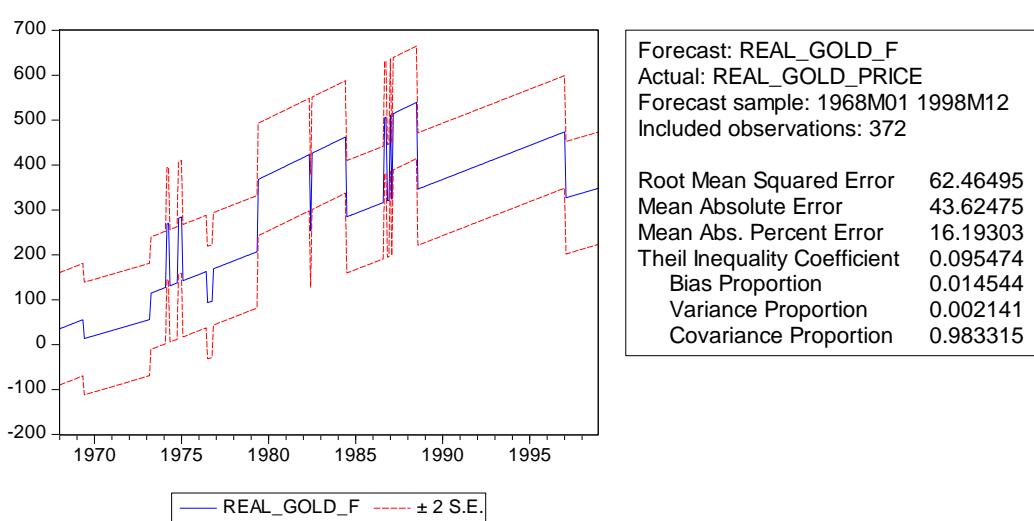
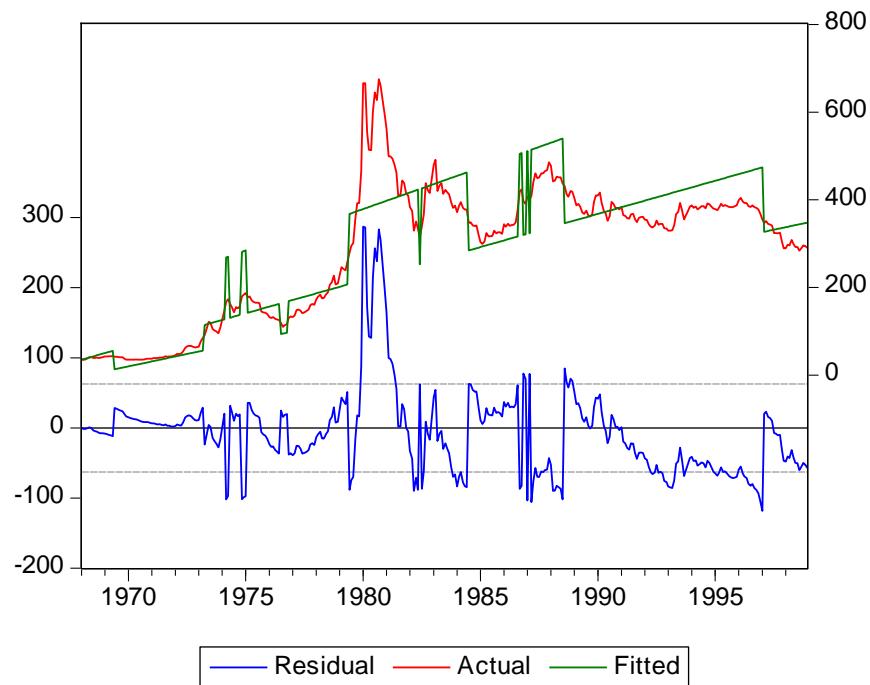
附圖 1: 1968 年-1998 年 ARIMA 模型之殘差值

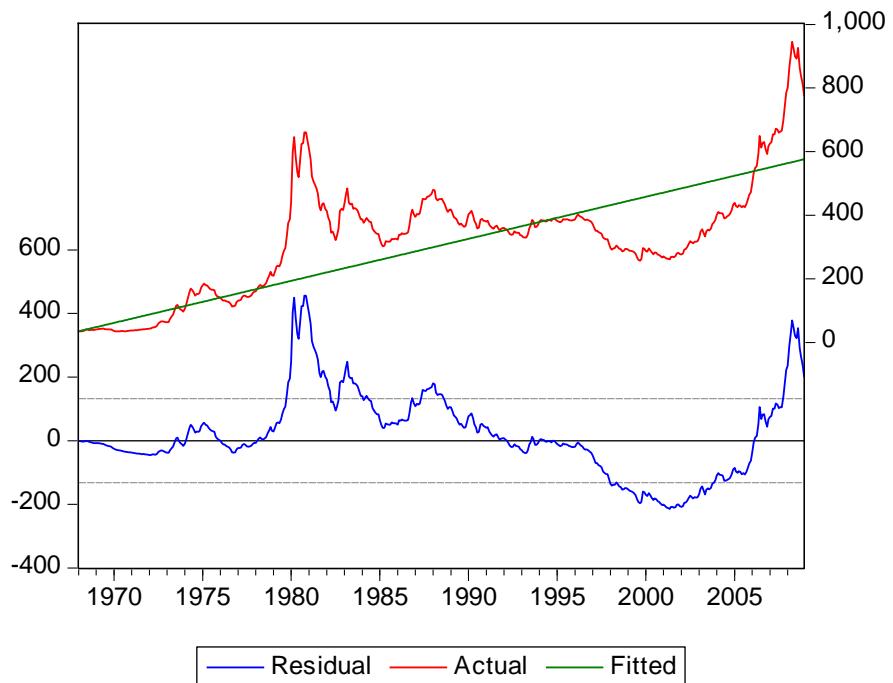


附圖 2: 1968 年-1998 年 ARIMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

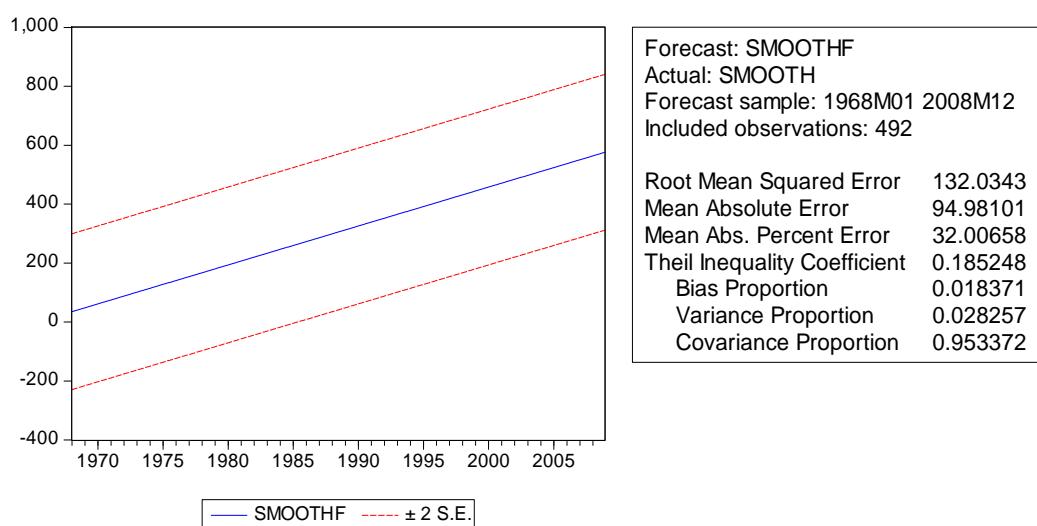




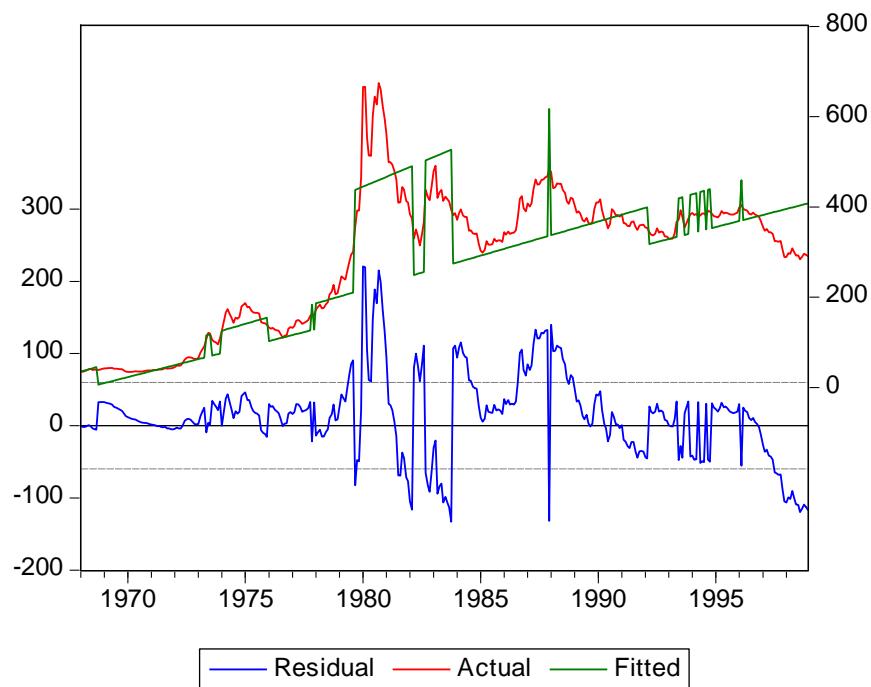




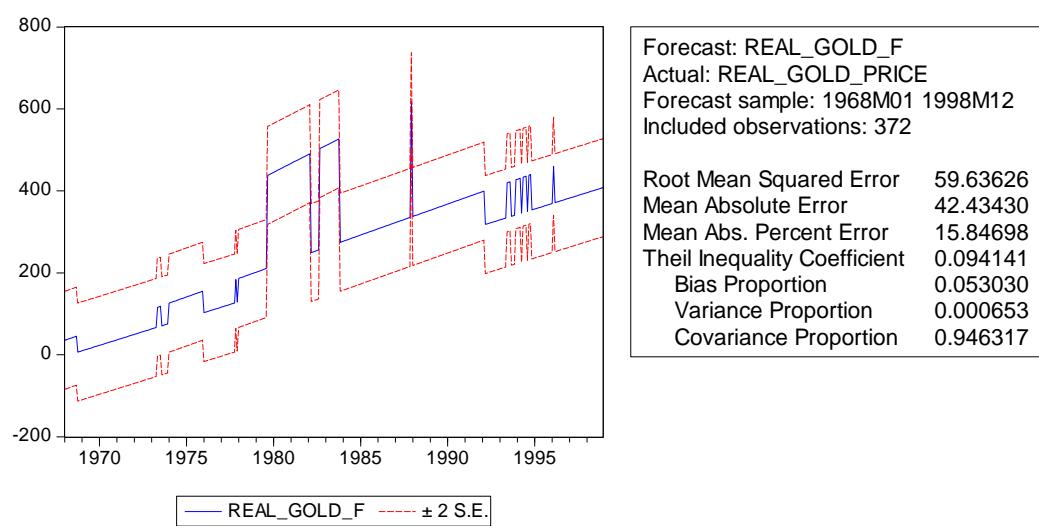
附圖 9: 1968 年-1998 年改良平滑跳躍模型之殘差值



附圖 10: 1968 年-1998 年改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

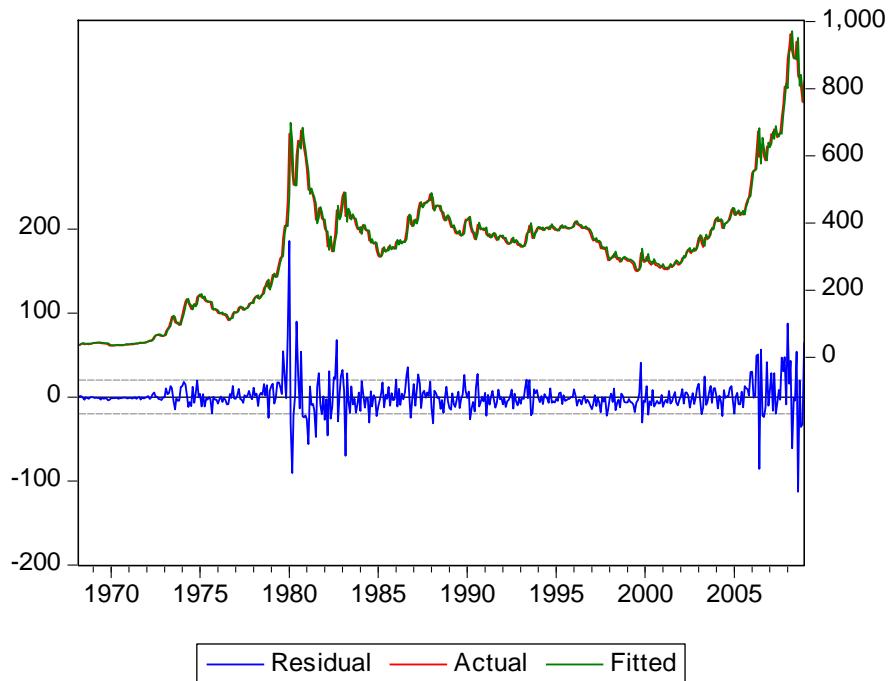


附圖 11: 1968 年-1998 年最佳化跳躍模型之殘差值

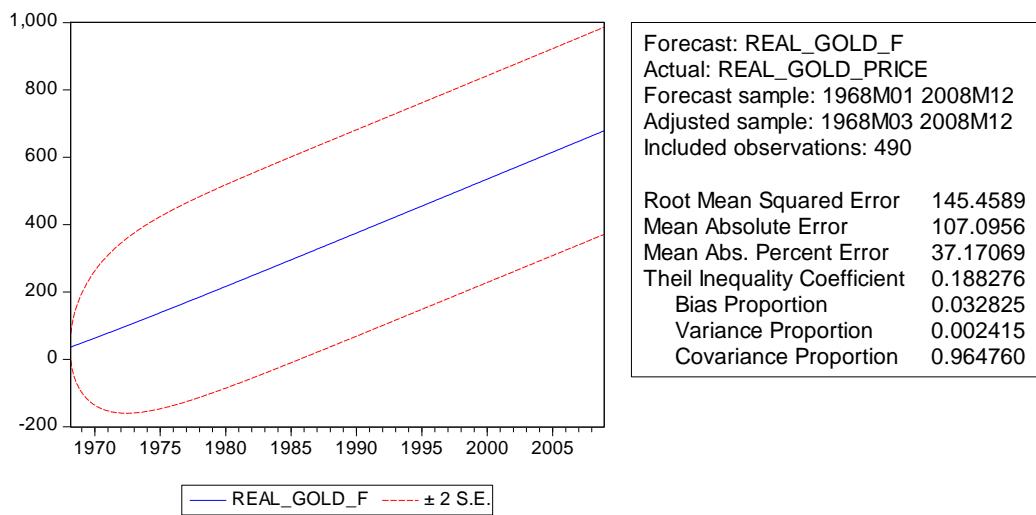


附圖 12: 1968 年-1998 年最佳化跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

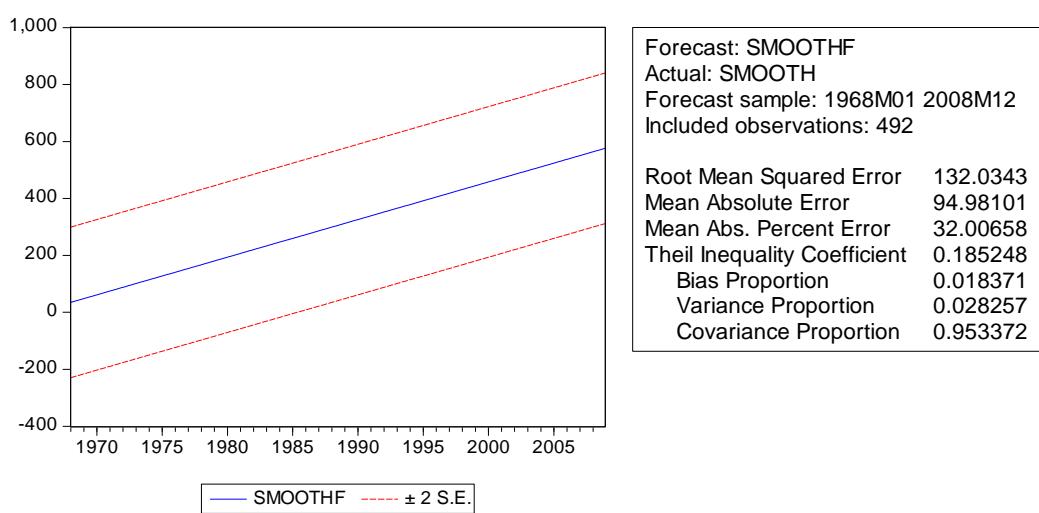
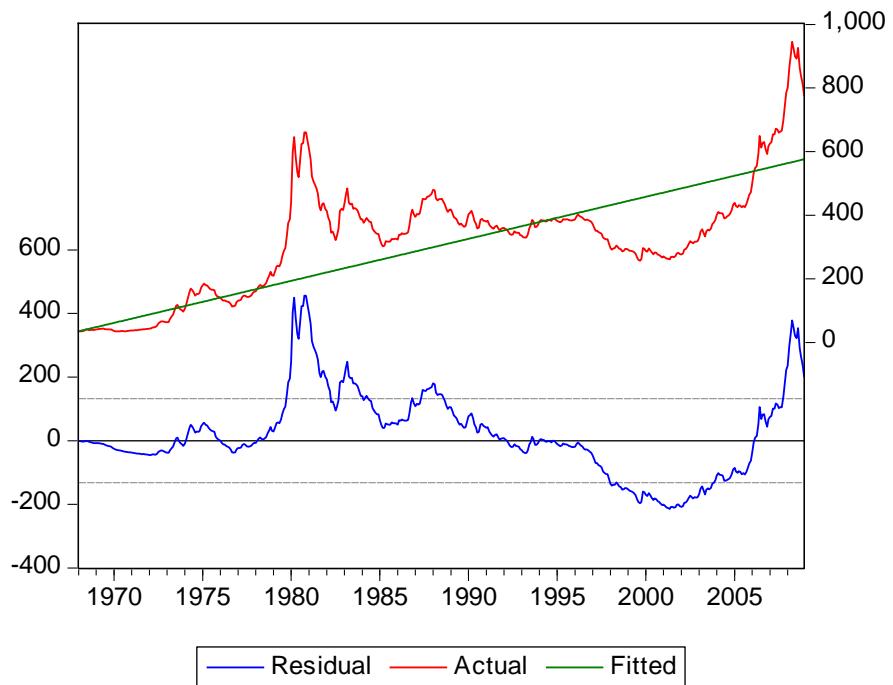
附錄二:1968 年-2008 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值

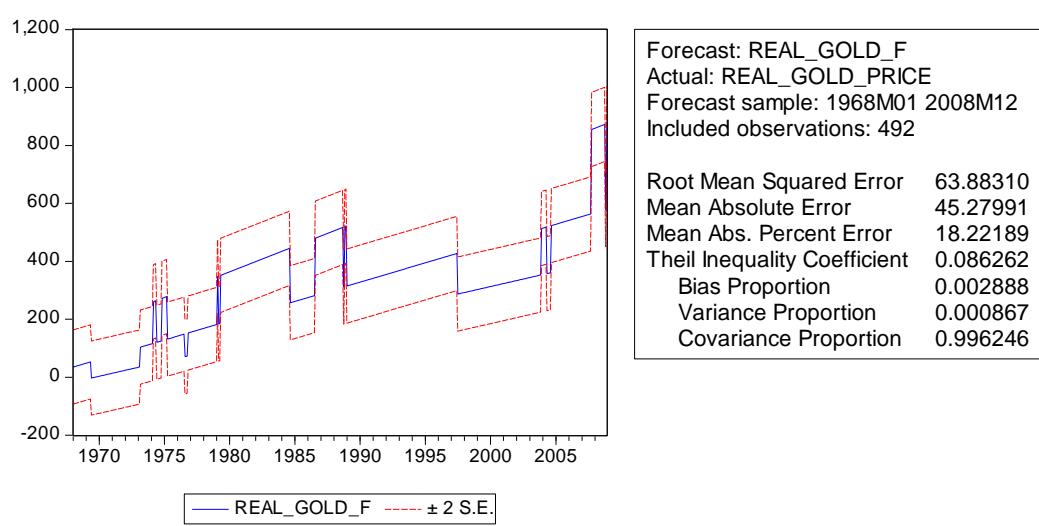
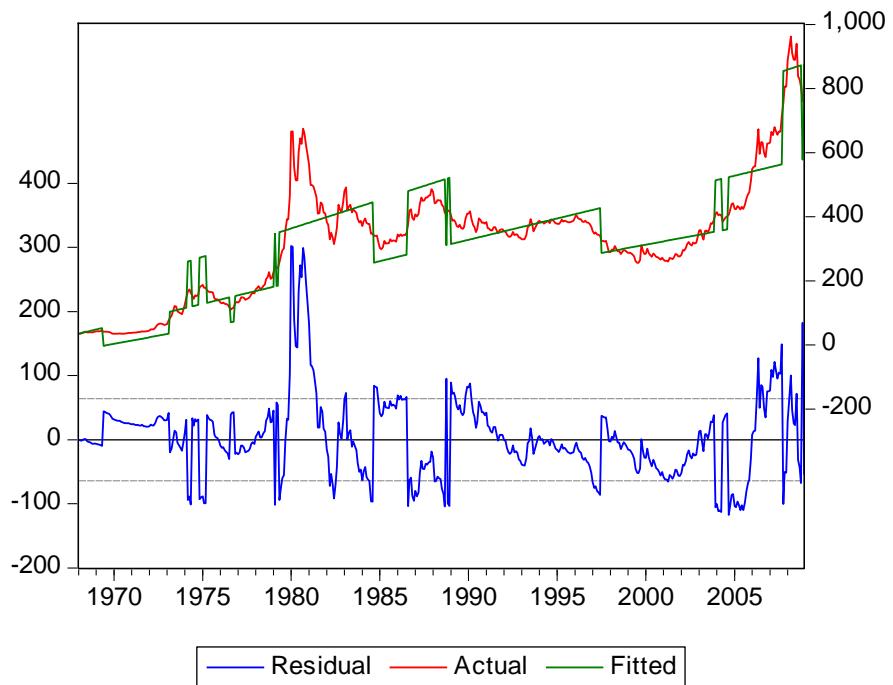


附圖 13: 1968 年-2008 年 ARIMA 模型之殘差值

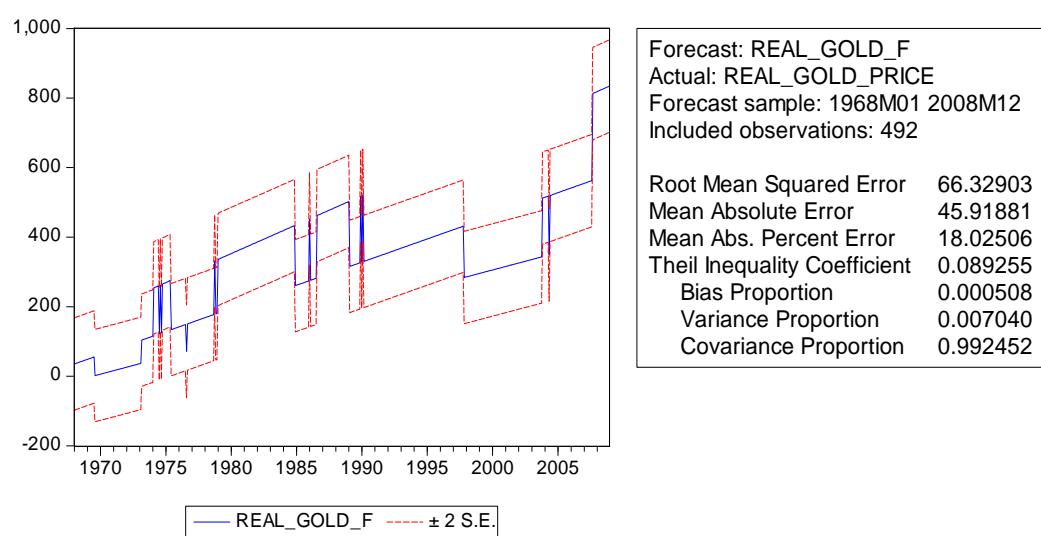
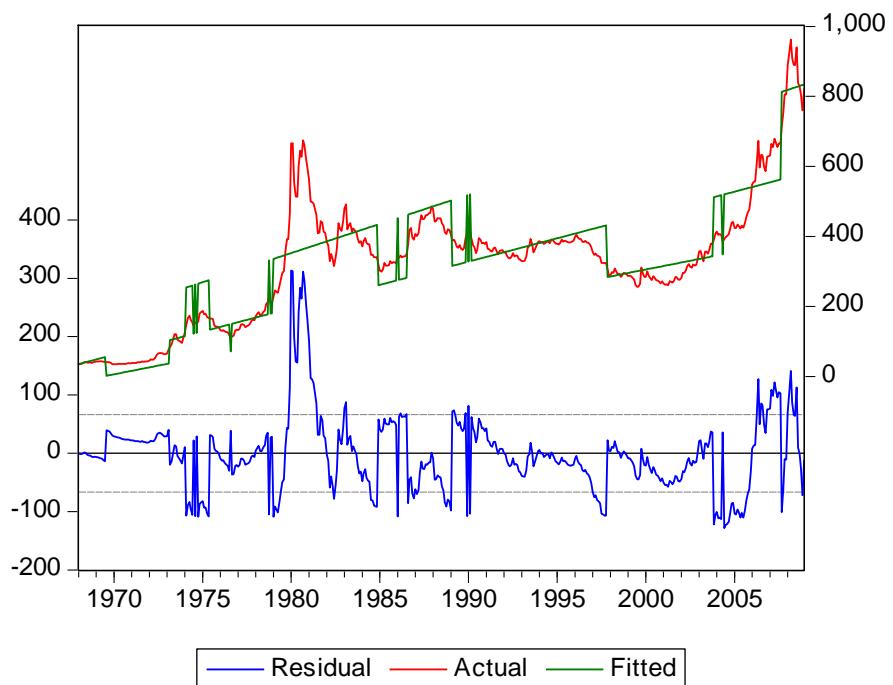


附圖 14: 1968 年-2008 年 ARIMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

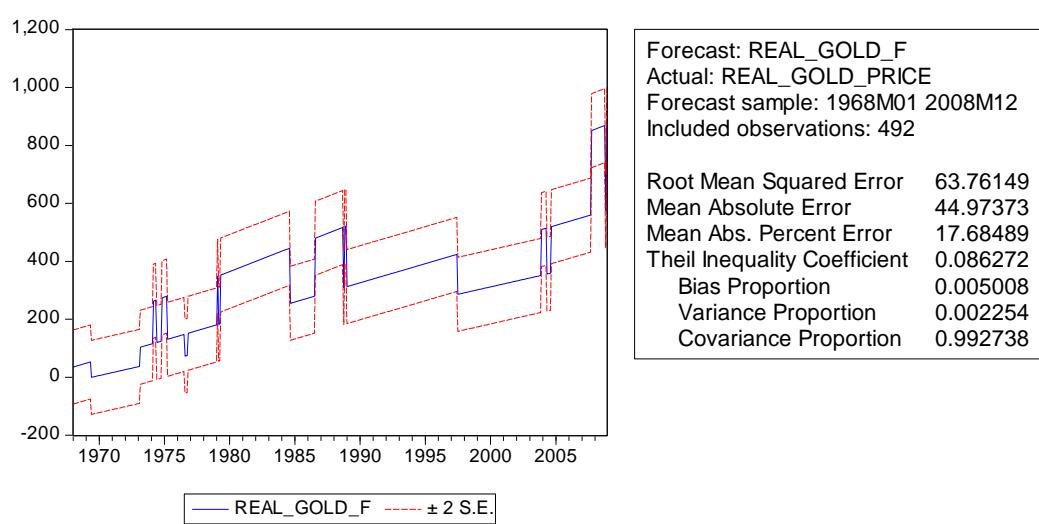
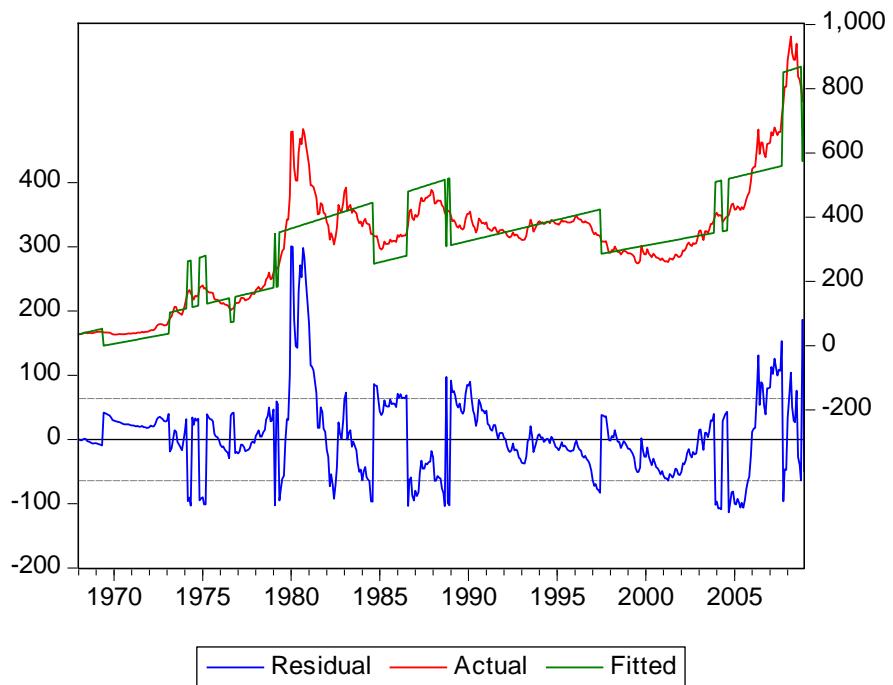




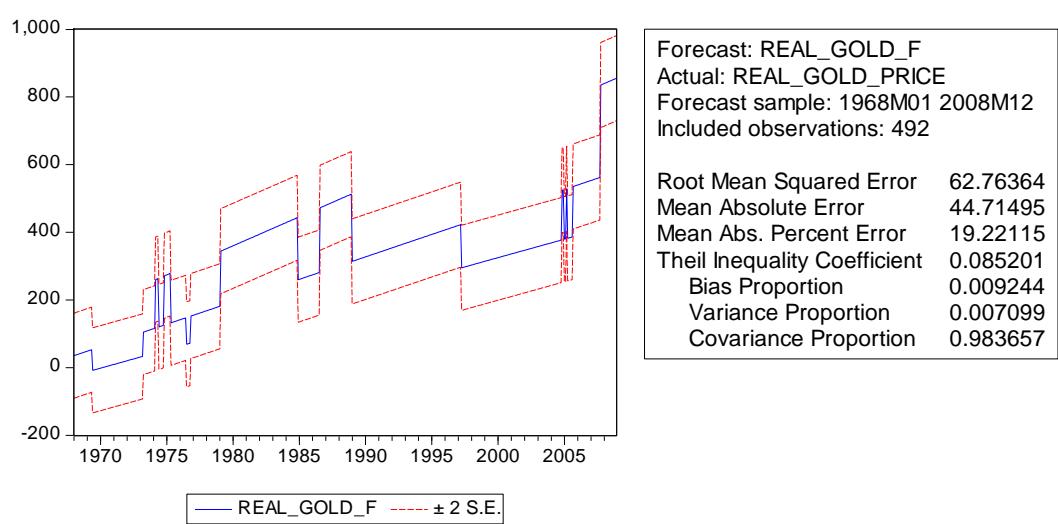
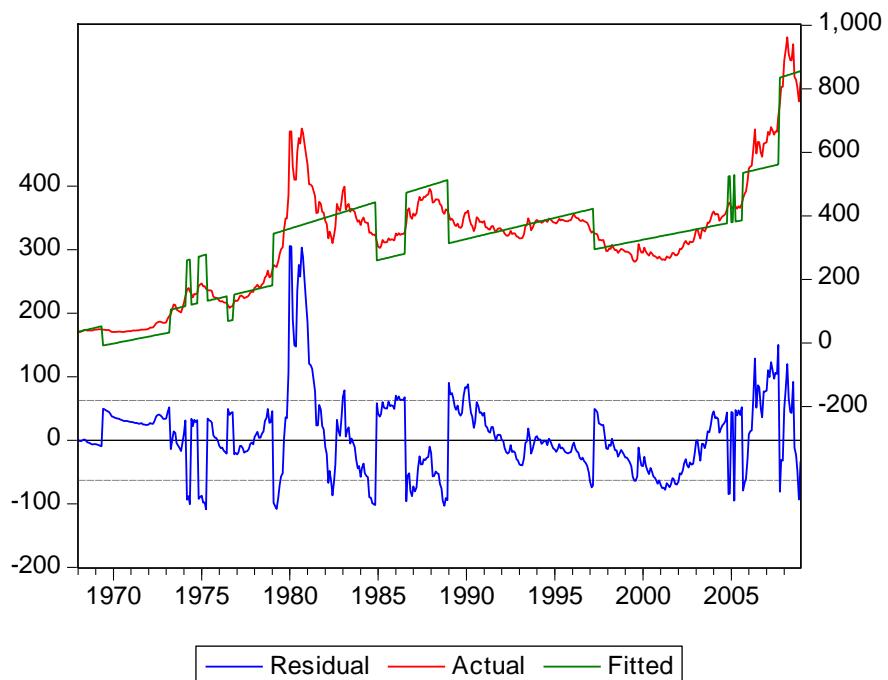
附圖 18: 1968 年-2008 年改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



附圖 20: 1968 年-2008 年 Shafiee-Topal 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

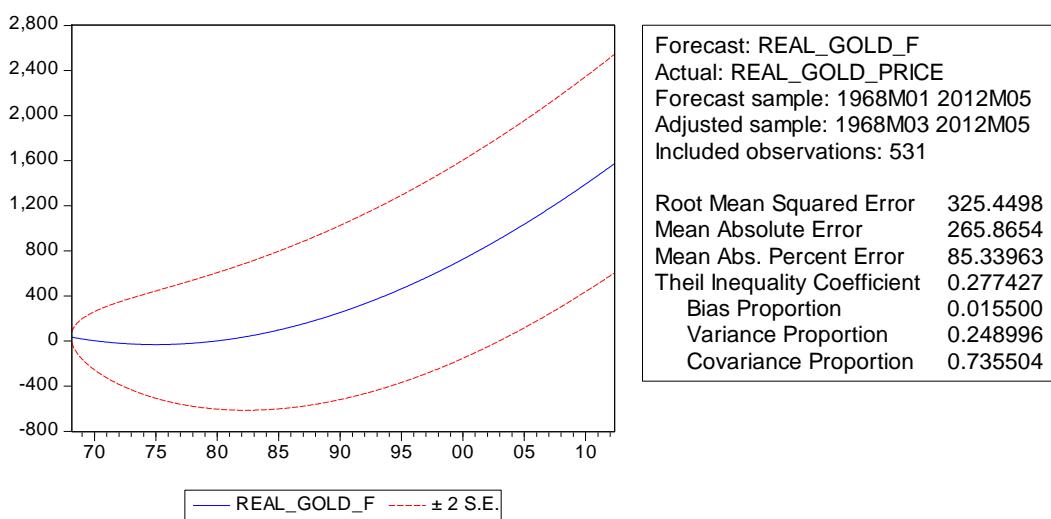
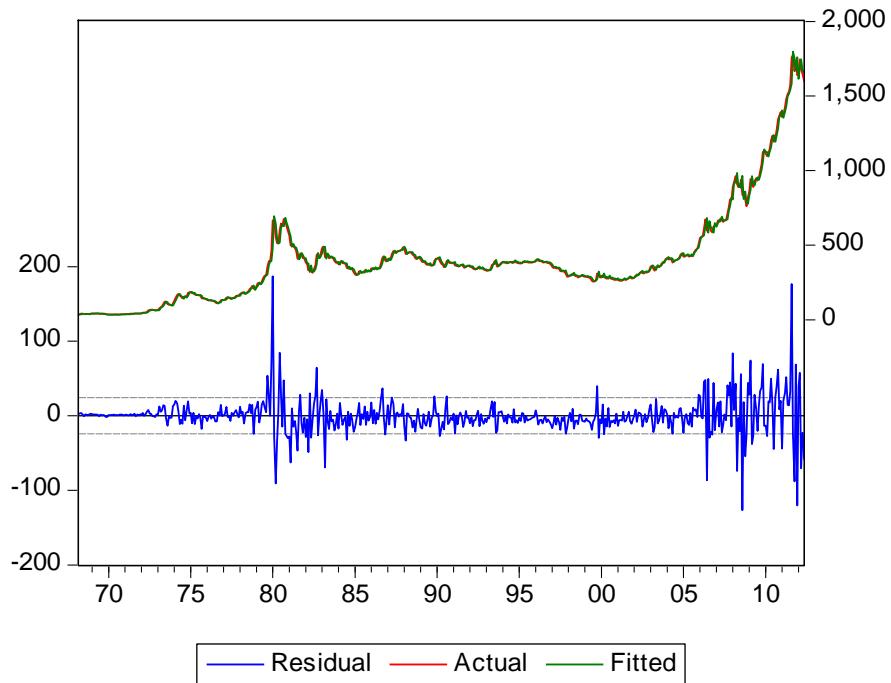


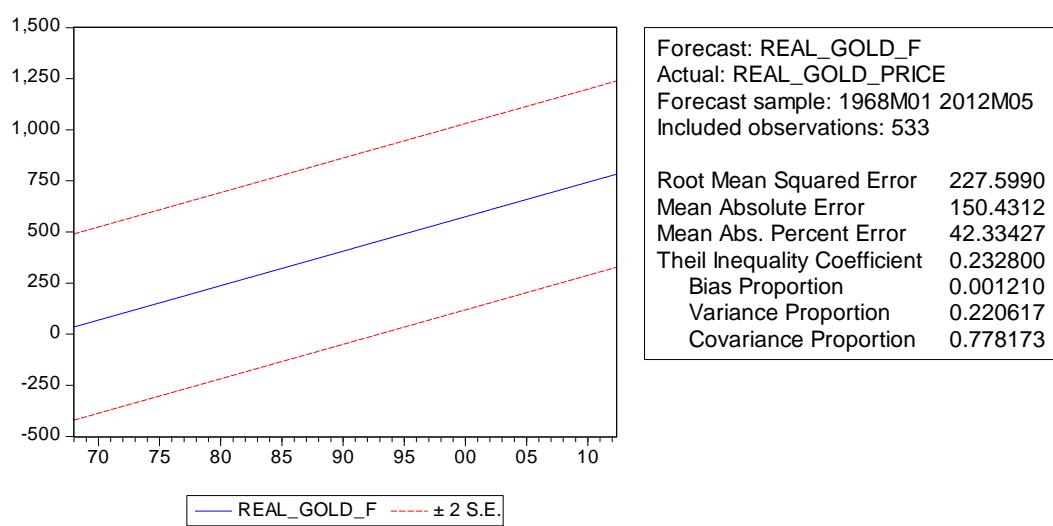
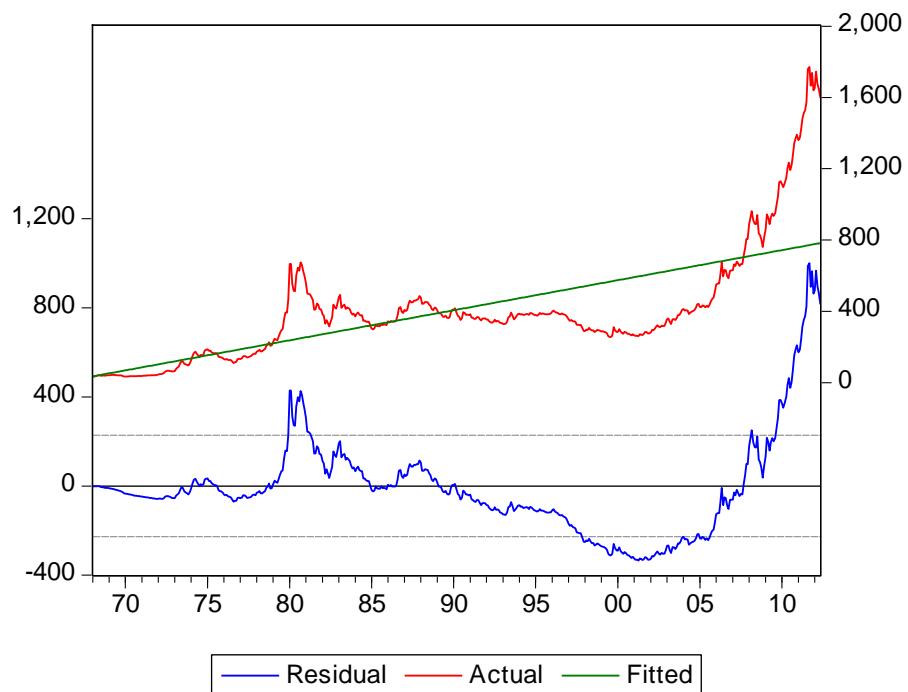
附圖 22: 1968 年-2008 年改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



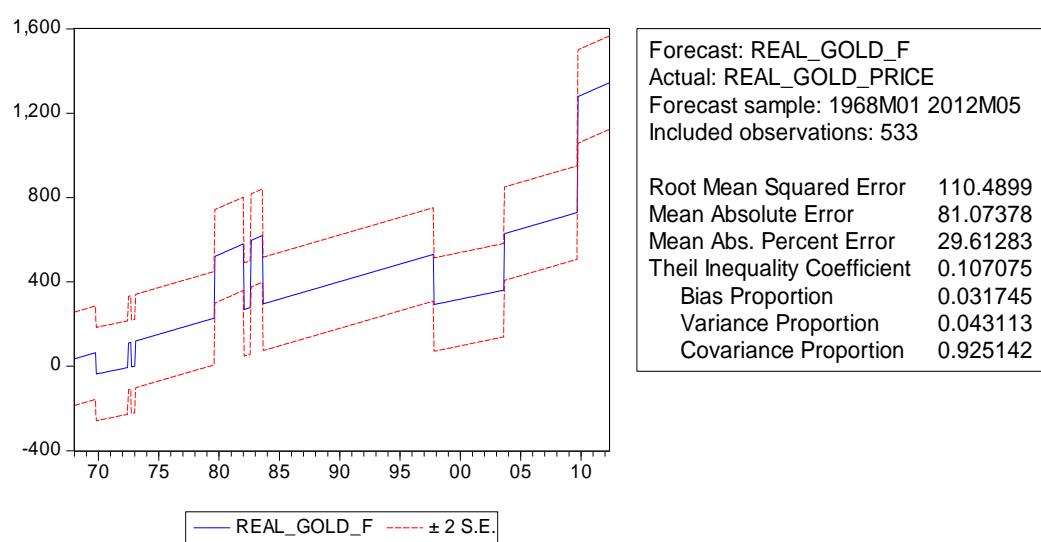
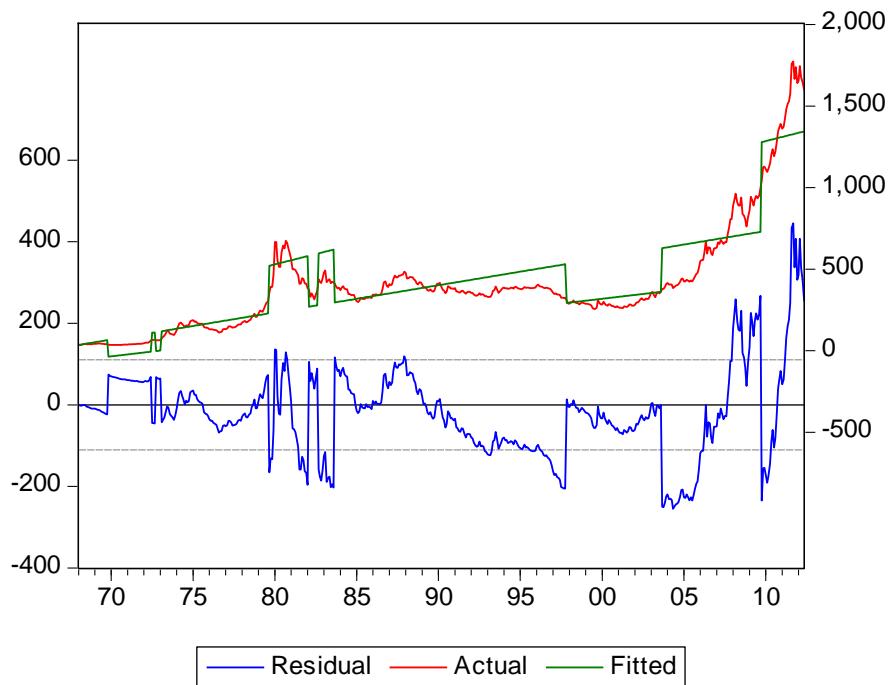
附圖 24: 1968 年-2008 年最佳化跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

附錄三：1968 年-2012 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值

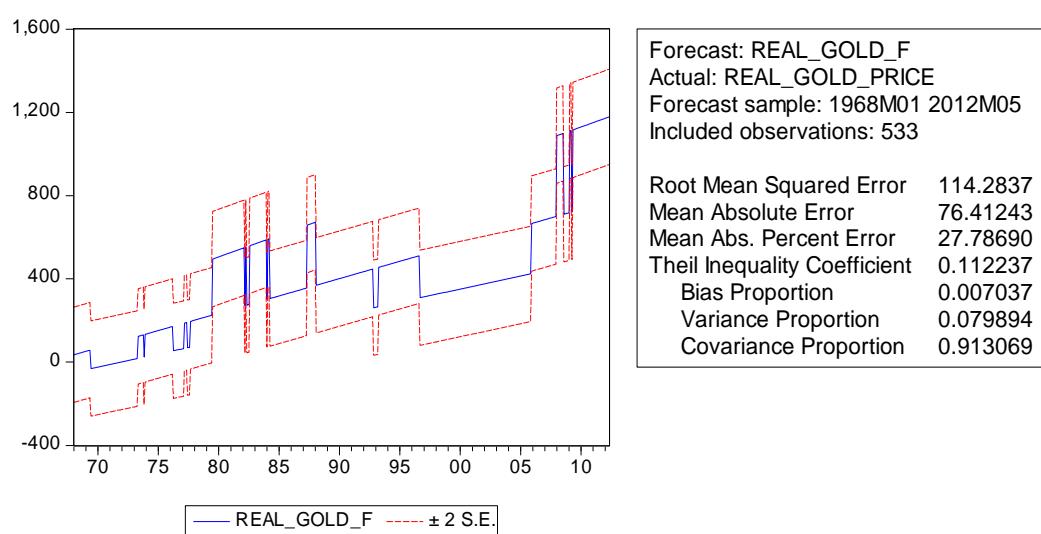
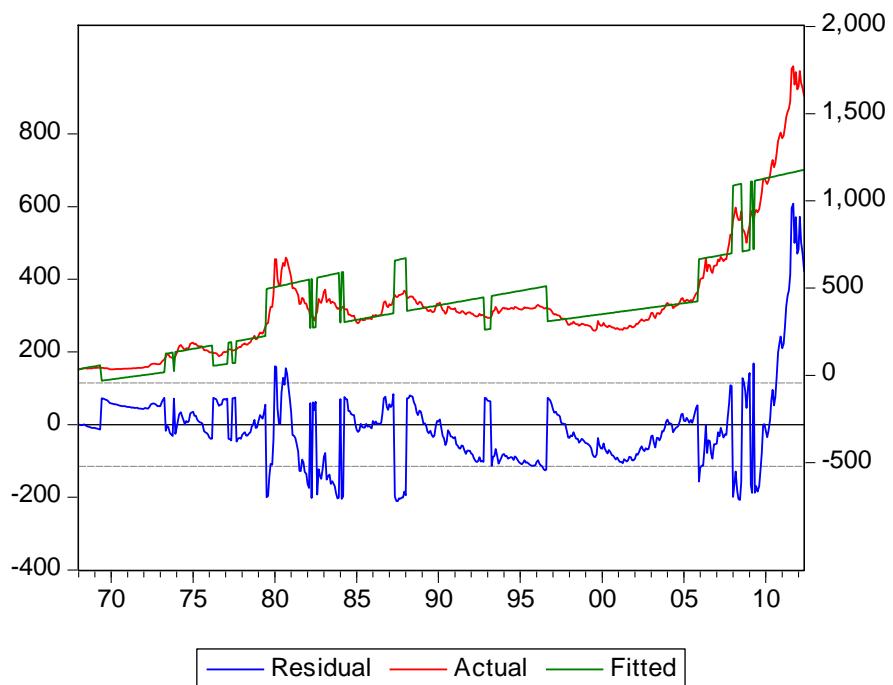


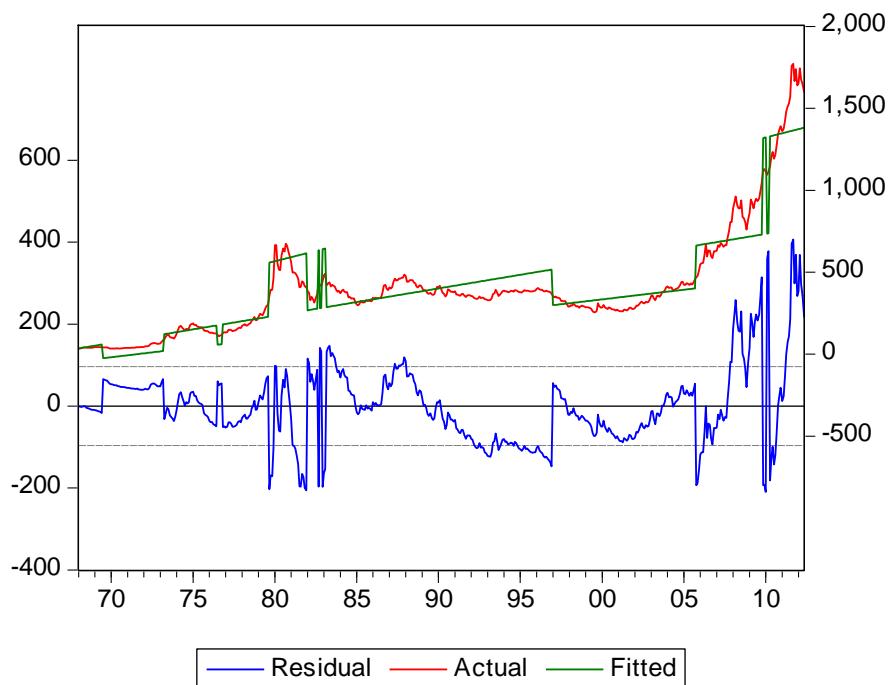


附圖 28: 1968 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

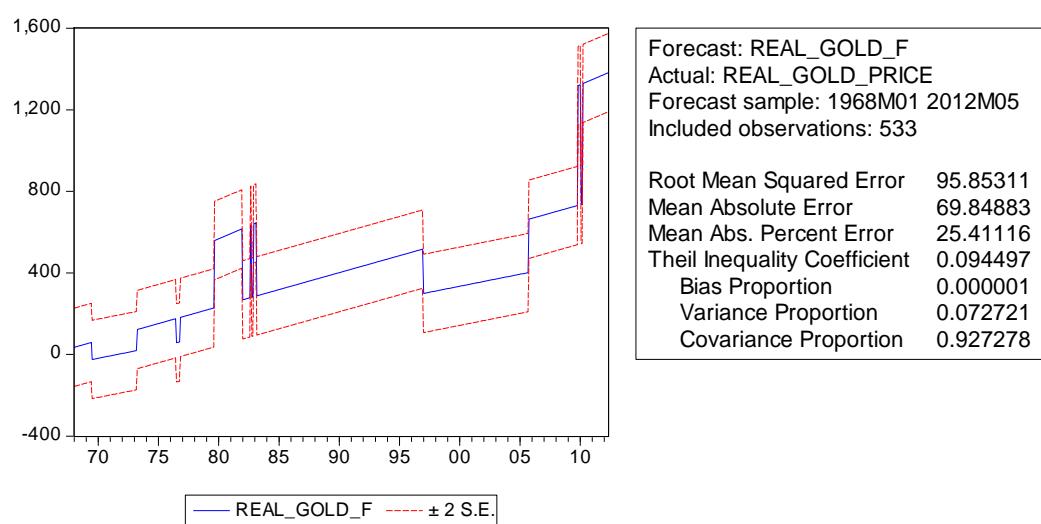


附圖 30: 1968 年-2012 年 5 月改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



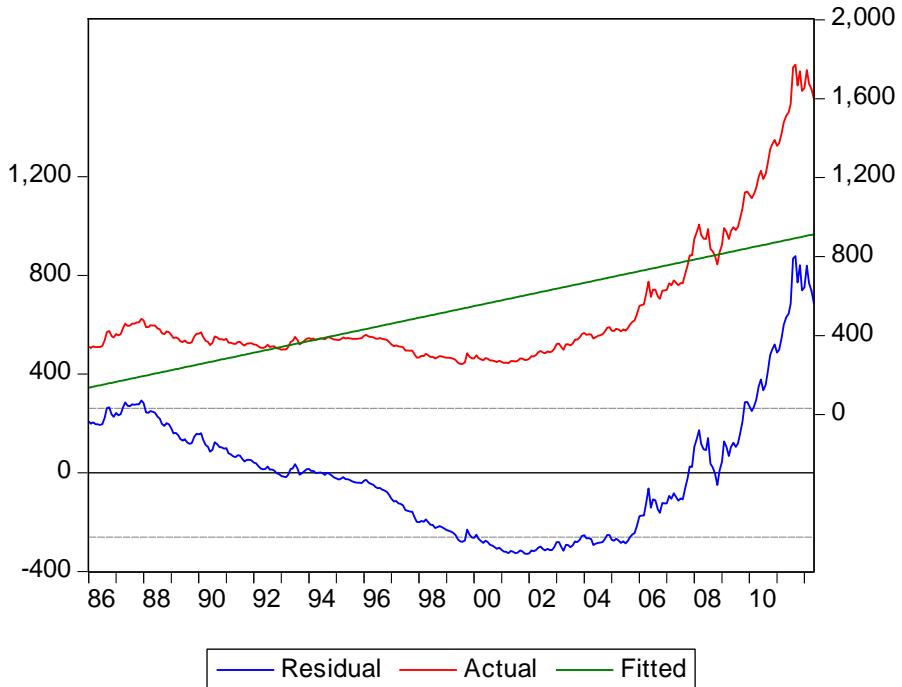


附圖 33: 1968 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之殘差值

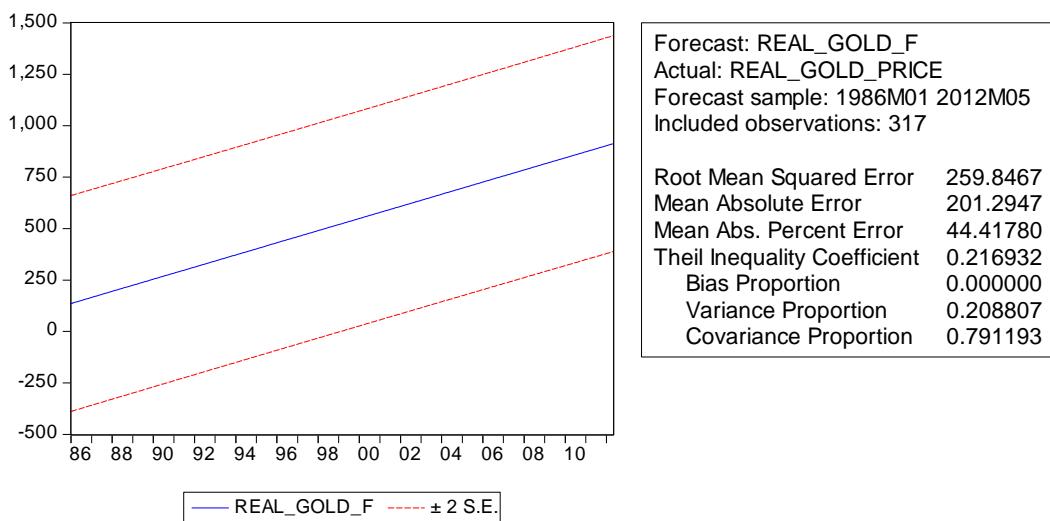


附圖 34: 1968 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

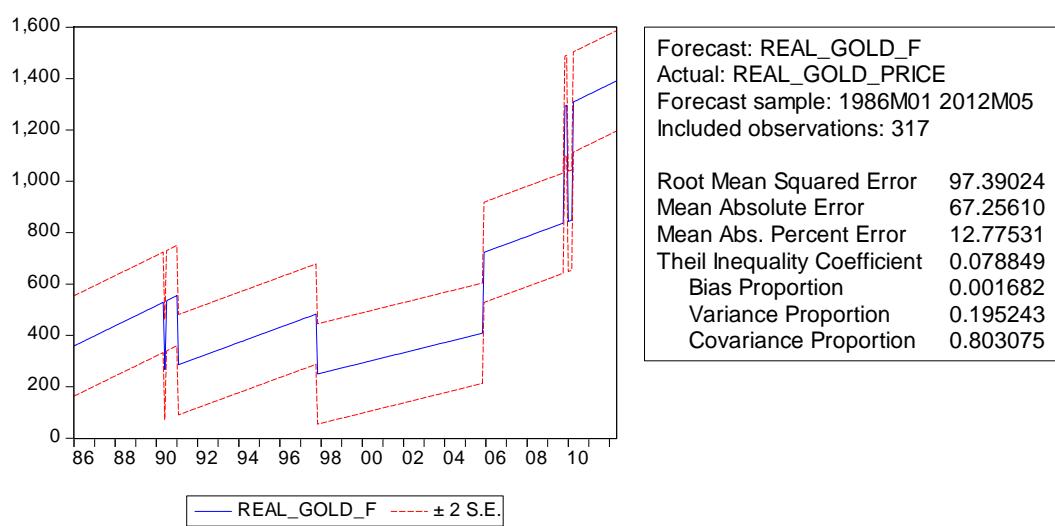
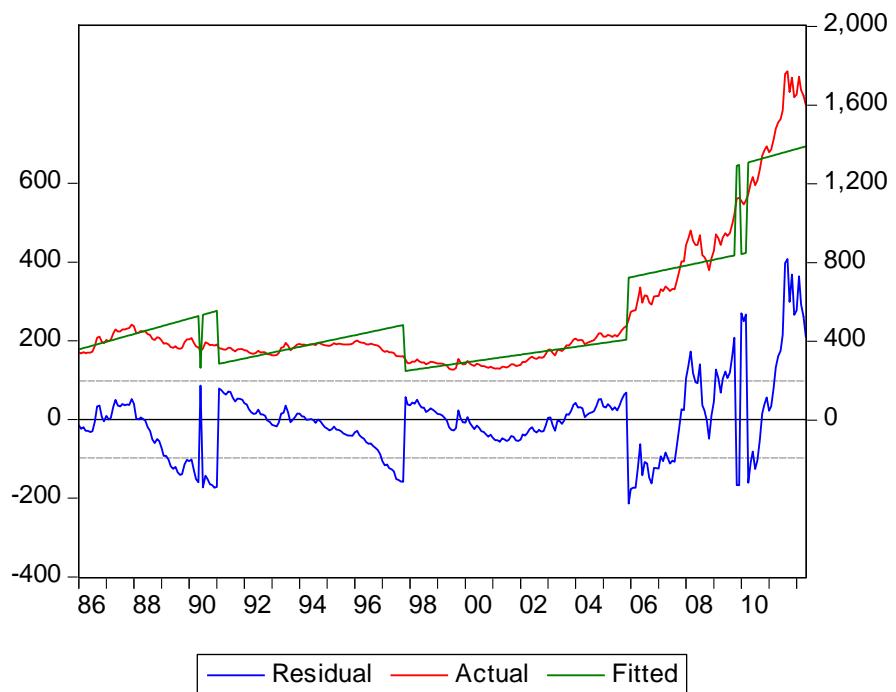
附錄四：1986 年-2012 年黃金價格趨勢線之殘差值、RMSE 及 MAE 值



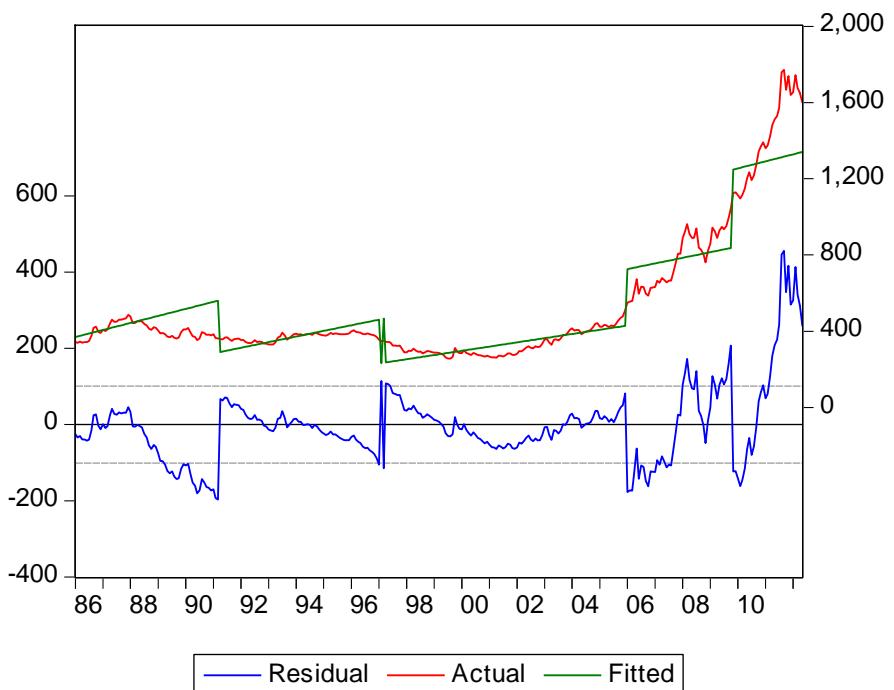
附圖 35: 1986 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之殘差值



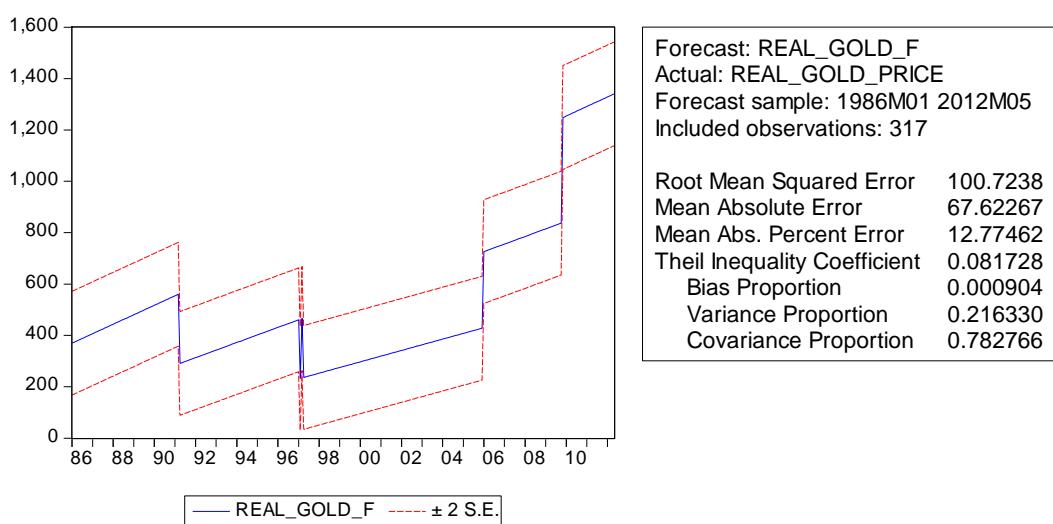
附圖 36: 1986 年-2012 年 5 月 ARMA 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



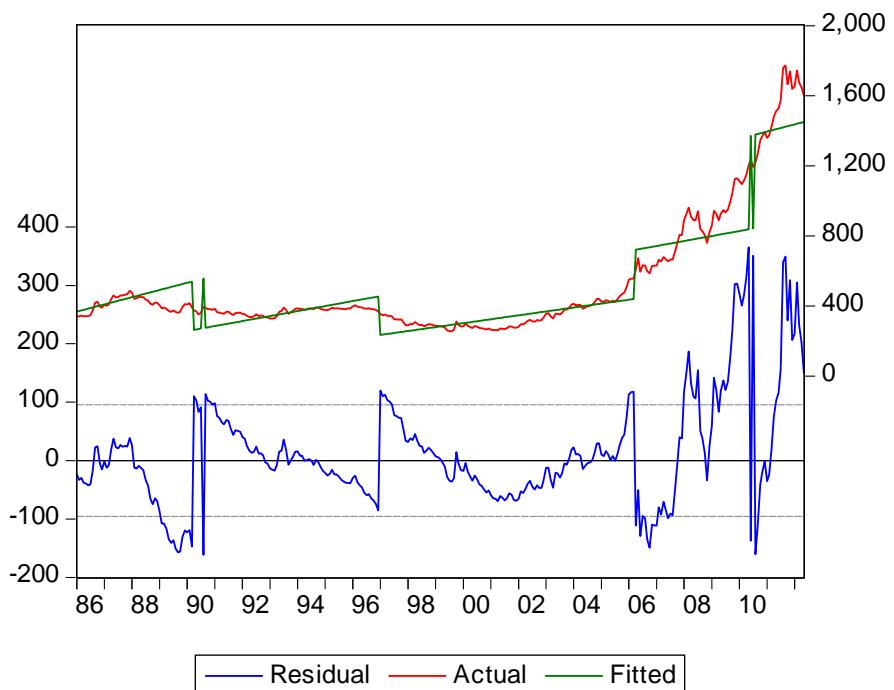
附圖 38: 1986 年-2012 年 5 月改良跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



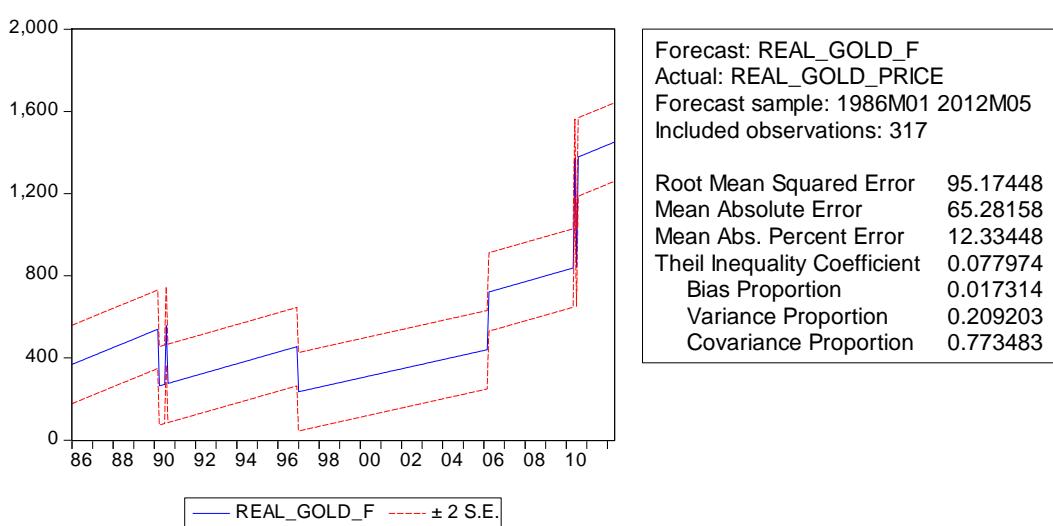
附圖 39: 1986 年-2012 年 5 月 Shafiee-Topal 模型之殘差值



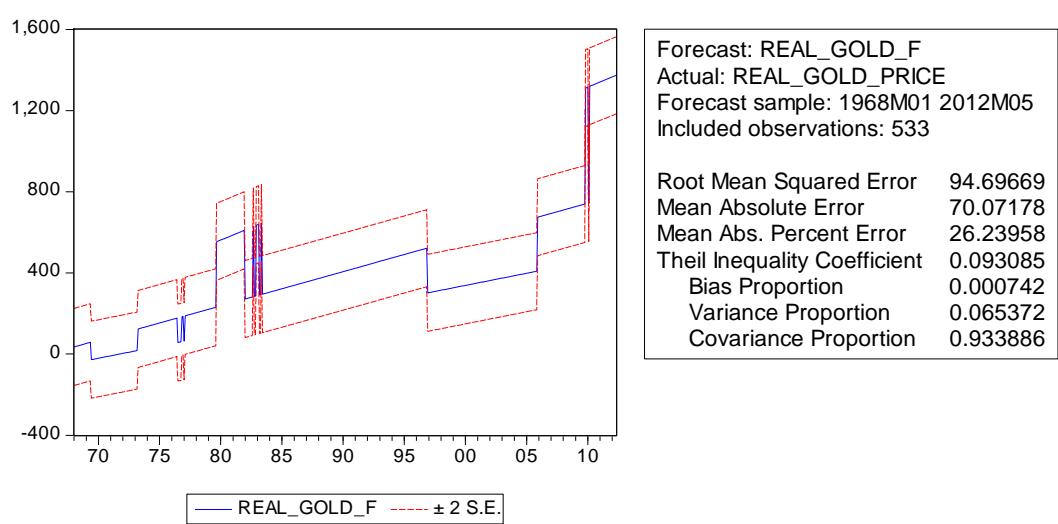
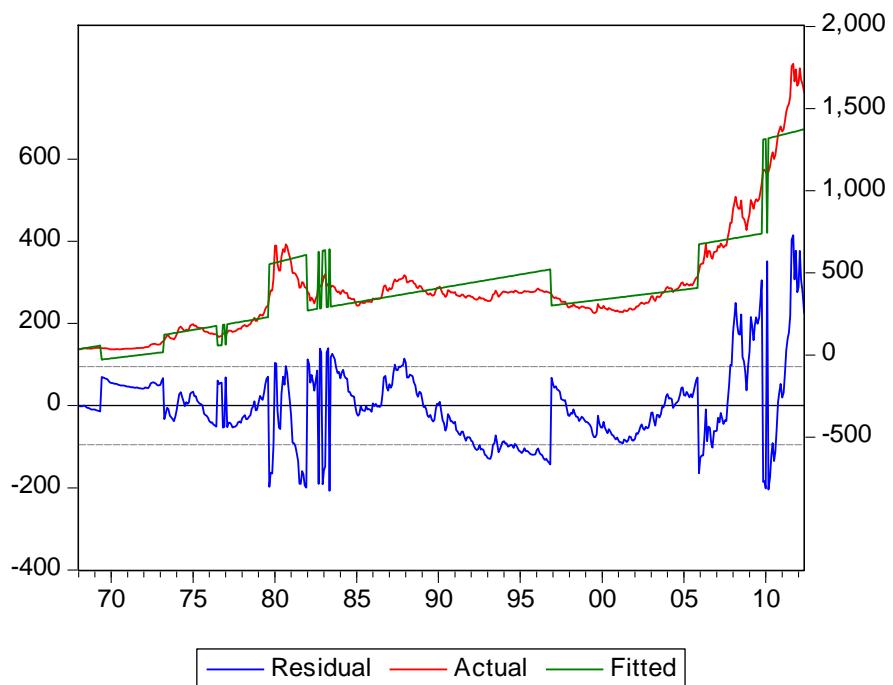
附圖 40: 1986 年-2012 年 5 月 Shafiee-Topal 模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



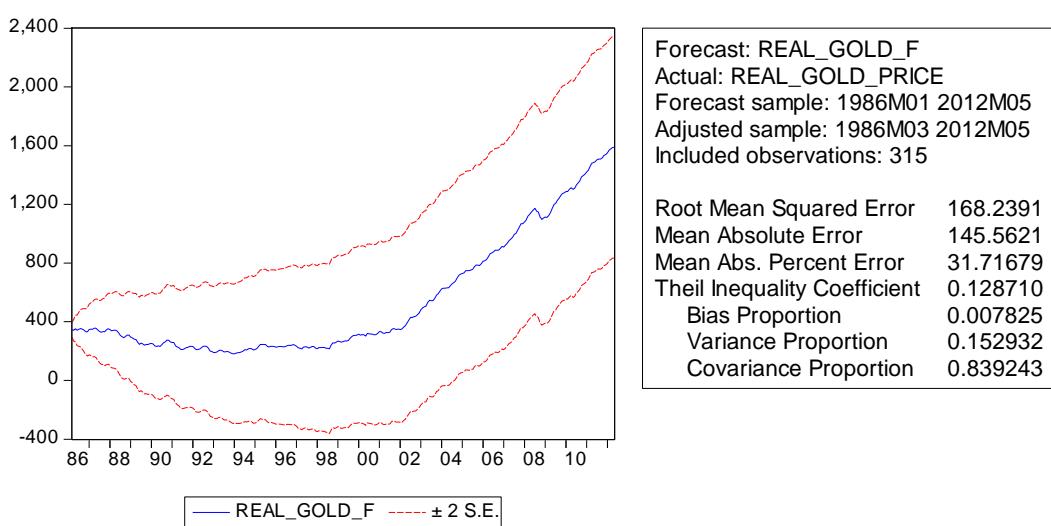
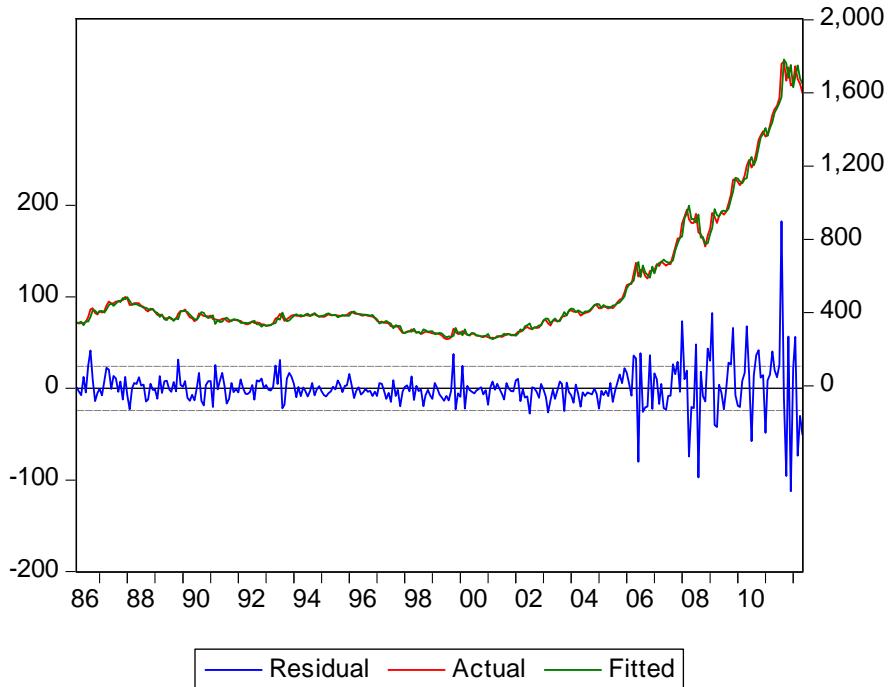
附圖 41: 1986 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之殘差值

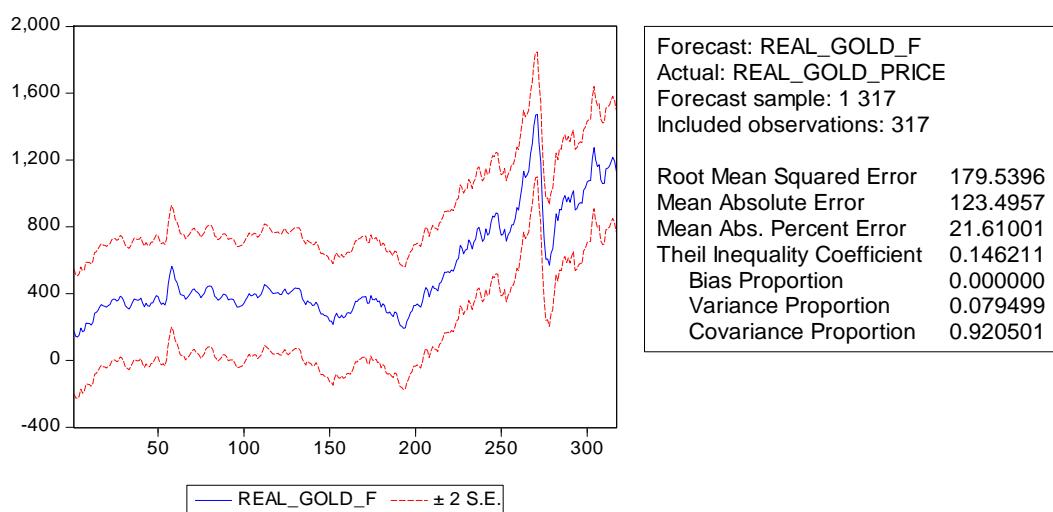
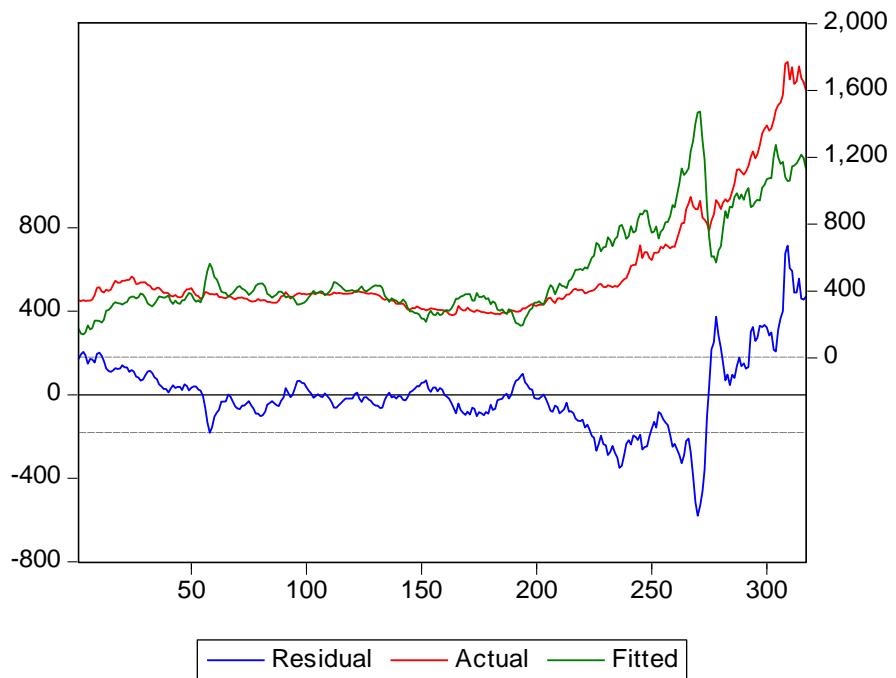


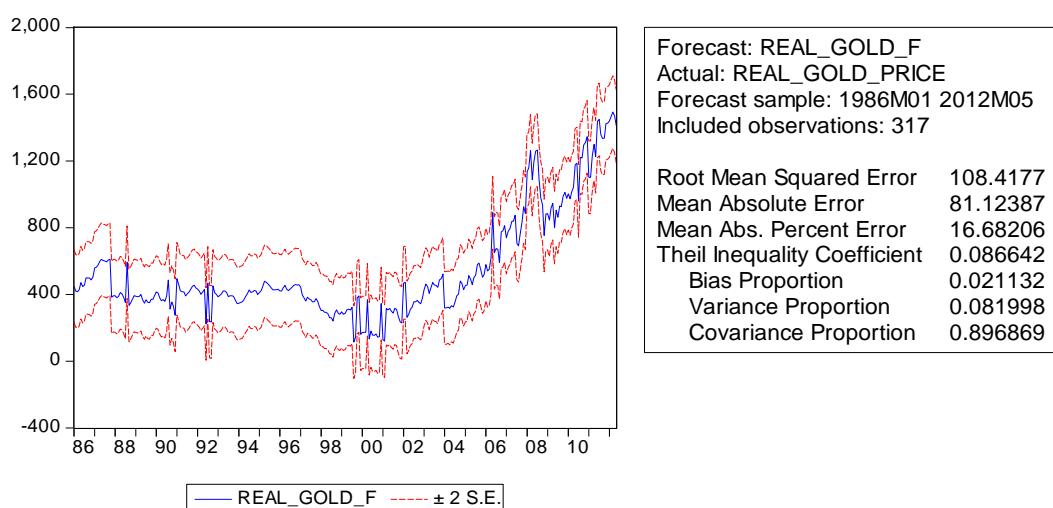
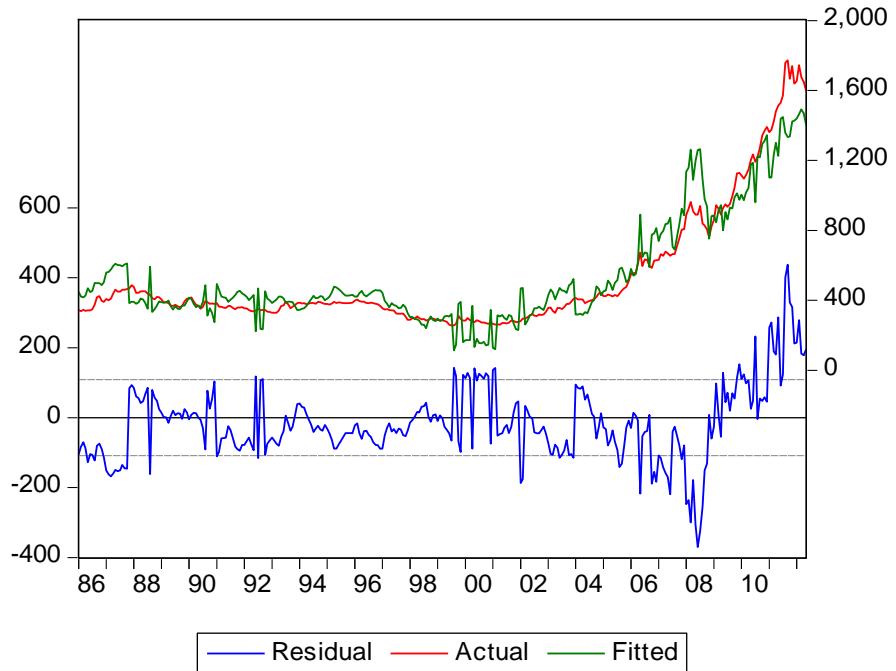
附圖 42: 1986 年-2012 年 5 月改良平滑跳躍模型之誤差均方根及平均誤差絕對值

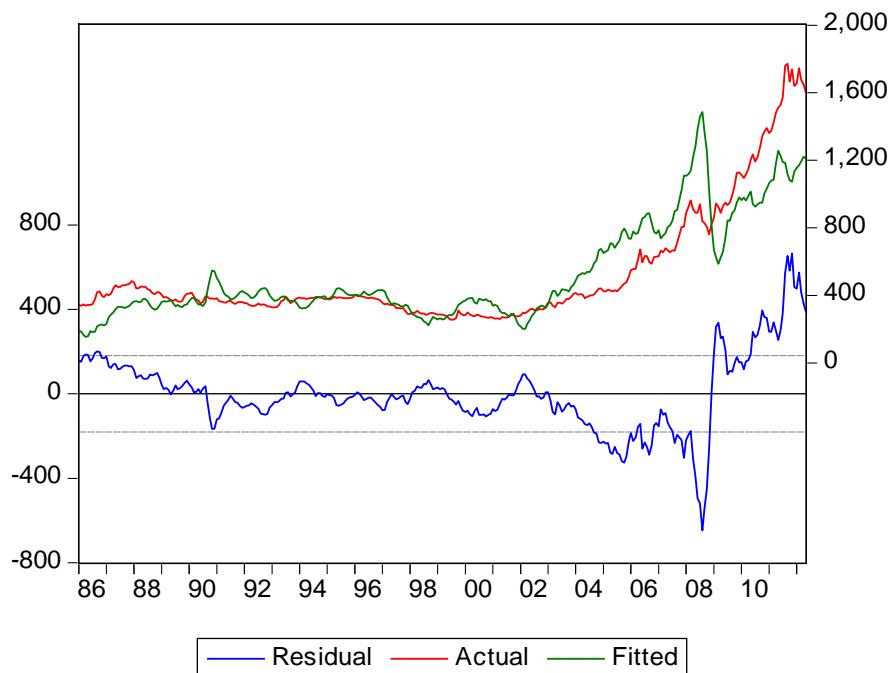


附錄五:1986 年-2012 年多變數模型之殘差值、RMSE 及 MAE 值

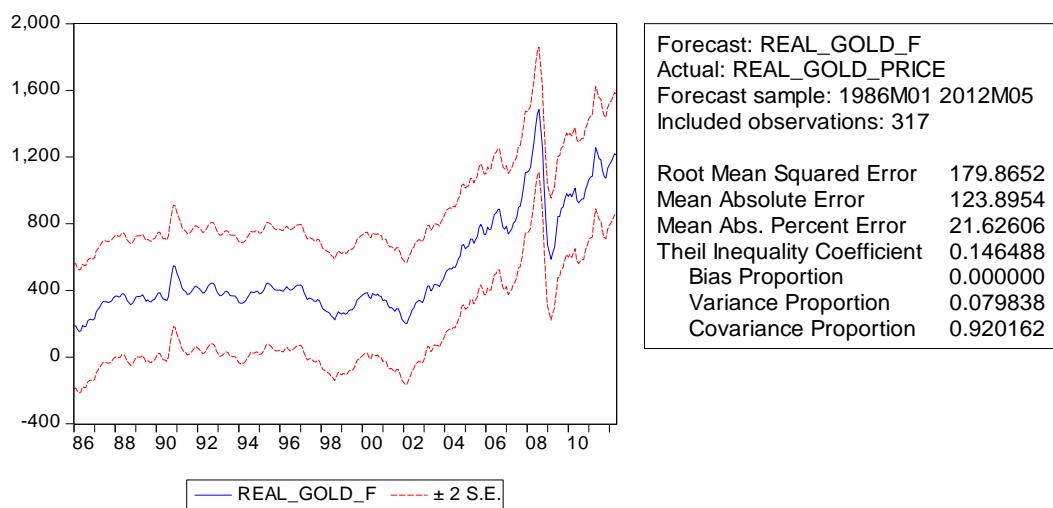




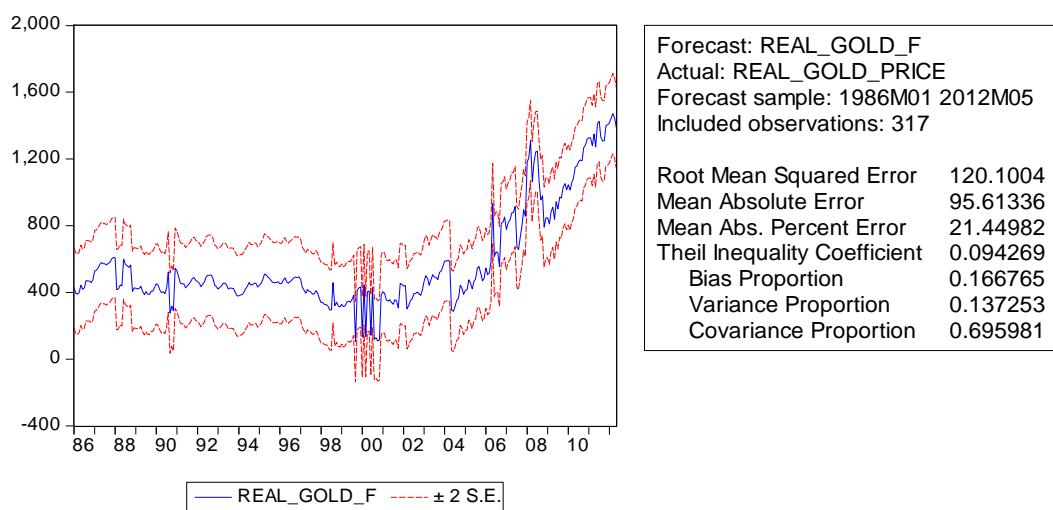
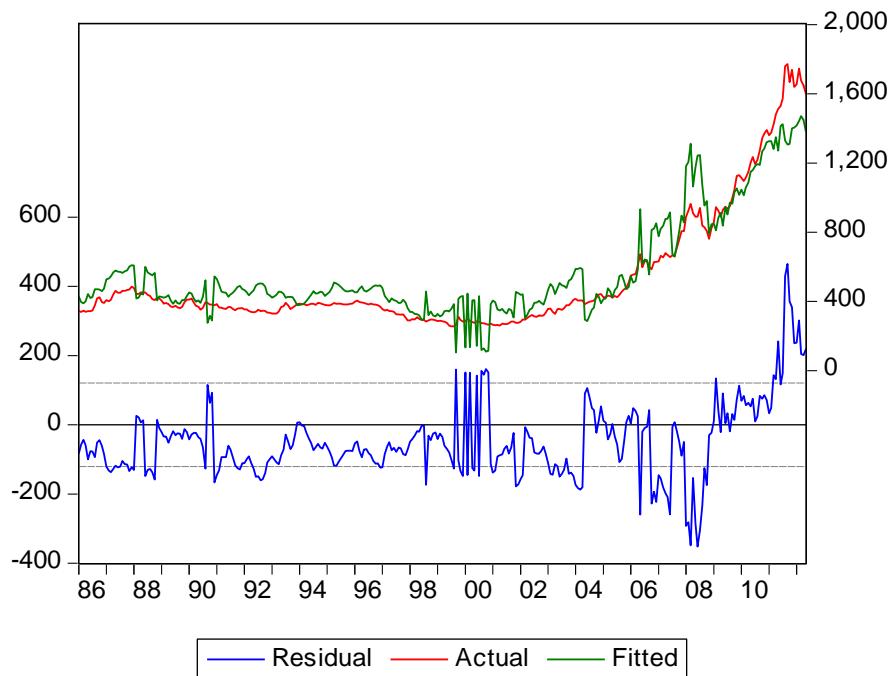




附圖 51: 1986 年-2012 年 5 月多變數平滑模型之殘差值



附圖 52: 1986 年-2012 年 5 月多變數平滑模型之誤差均方根及平均誤差絕對值



參考文獻

- Anderson, O. D. (1980)。*Analysing time series*。Amsterdam: North-Holland。
- Baffes, J. (2007)。Oil spills on other commodities。*Resources Policy*, 32, 126-134。
- Banerjee, A.、Dolado, J.、Galbraith, J. W.、Hendry, D. (1993)。
Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data。USA : Oxford University Press。
- Box, G. E. P.、Jenkins, G. M. (1994)。*Time series analysis: Forecasting and control* (3rd 版)：Prentice Hall。
- Brown, R. G.、Meyer, R. F.、D'Esopo, D. A. (1961)。The fundamental theorem of exponential smoothing。*Operations Research*, 9 (5), 673-687。
- Chatfield, C. (2003)。*The analysis of time series: An introduction* (6th 版)。New York : Chapman and Hall/CRC。
- Dickey, D. A.、Fuller, W. A. (1979)。Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root。*Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431。
- Engle, R. F.、Granger, C. W. J. (1987)。Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing。*Econometrica*, 55 (2), 251-276。
- Granger, C. W. J.、Newbold, P. (1974)。Suprious regression in economics。*Journal of Econometrics*, 2, 111-120。
- Greenberg, E.、Webster, C. E. (1983)。*Advanced econometrics: A bridge to the literature*。New York : John Wiley and Sons。
- Maddala, G. S.、Kim, I.-M. (1998)。*Unit roots, cointegration, and structural change*。Cambridge : Cambridge University Press。
- Nelson, C. R.、Plosser, C. I. (1982)。Trends and random walks in macroeconomic time series. Some evidence and implications。*Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162。

- Pankratz, A. (1983)。*Forecasting with univariate box-jenkins models concepts and cases*。New York：John Wiley and Sons。
- Phillips, P. C. B. 、Ouliaris, S. (1990)。Asymptotic properties of residual based tests for cointegration。*Econometrica* , 58 (1) , 165-193。
- Pindyck, R. S. 、Rotemberg, J. J. (1990)。The excess co-movement of commodity prices。*The Economic Journal* , 100 (403) , 1173-1189。
- Said, S. E. 、Dickey, D. A. (1984)。Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order。*Biometrika* , 71 (3) , 599-607。
- Shafiee, S. 、Topal, E. (2010)。An overview of global gold market and gold price forecasting。*Resources Policy* , 35 (3) , 178-189。

楊奕農 (2011)。時間序列分析-經濟與財務上之應用 (二版版)。台北：雙葉書廊。