

Deteksi Dini Krisis Utang Publik Indonesia: Pendekatan *Markov Switching*

MT Sabirin Wardhana^{a,*}

^aUniversitas Brawijaya Malang

Abstract

This study aims to construct the early detection tool of a public debt crisis in Indonesia by using the Markov Switching Dynamic Regression (MS-DR) approach. Debt to GDP ratio is used as the dependent variable, and monetary variables (inflation, exchange rates) and fiscal variables (consumption, investment, government spending, exports, taxes) are used as indicator variables. The results suggest that several indicator variables, both fiscal and monetary, can predict economic conditions, namely stable or crisis conditions. If the economy is stable, the probability of maintaining such condition is 95%, while in a crisis condition, the probability of staying in such condition is 86%. Duration in stable condition is 21 quarters, and crisis conditions are 7 quarters. This shows that Indonesia's public debt tends to provide a greater probability of stable conditions than crisis conditions.

Keywords: *early detection; public debt crises; debt to GDP ratio; Markov switching; crises duration*

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk membangun deteksi dini terjadinya krisis utang publik di Indonesia dengan pendekatan Markov Switching Dynamic Regression (MS-DR). Rasio utang terhadap PDB menjadi variabel dependen serta variabel moneter (inflasi, nilai tukar) dan variabel fiskal (konsumsi, investasi, belanja pemerintah, ekspor, pajak) sebagai variabel indikator. Hasil penelitian menunjukkan beberapa variabel indikator, baik fiskal maupun moneter, dapat memprediksi kondisi ekonomi, yaitu kondisi stabil atau krisis. Apabila perekonomian dalam keadaan stabil, probabilitas untuk mempertahankannya 95%, dan sebaliknya dalam kondisi krisis probabilitas untuk bertahan 86%, dengan durasi 21 kuartal kondisi stabil dan 7 kuartal kondisi kritis. Hal ini menunjukkan bahwa utang publik Indonesia cenderung memberikan probabilitas kondisi stabil yang lebih besar daripada kondisi krisis.

Kata Kunci: *deteksi dini; krisis utang publik; rasio debt to GDP; Markov switching; durasi krisis*

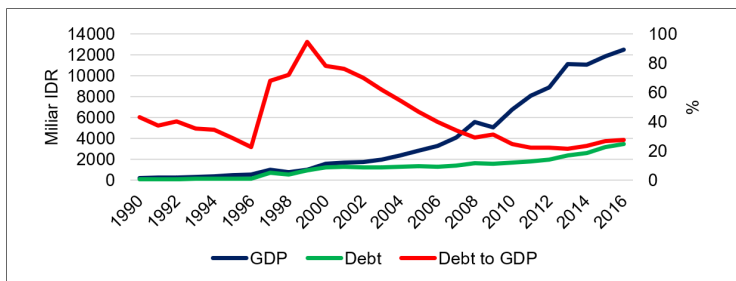
Kode Klasifikasi JEL: C24; C53; C63; H63

*Alamat Korespondensi Penulis: Jurusan Akuntansi FEB UB, Gedung Utama Lantai 5, Jl. MT. Haryono 165 Malang – Jawa Timur – Indonesia 65100. E-mail: sabirin@ub.ac.id.

1. Pendahuluan

Sejak tahun 2000-an, Indonesia menerapkan kebijakan fiskal ekspansif dengan memanfaatkan pemakaian anggaran defisit. Pemilihan kebijakan fiskal ekspansif, diharapkan dapat meningkatkan pendapatan (Mankiw, 2009) dan menciptakan lapangan kerja (Anwar, 2014). Namun pada sisi yang lain, utang merupakan konsekuensi yang tidak dapat dihindari untuk menutup anggaran defisit.

Kementerian Keuangan RI (2017) mencatat bahwa jumlah utang publik selalu meningkat seiring dengan pilihan anggaran defisit dari tahun ke tahun. Fakta ini mengindikasikan bahwa aktivitas perekonomian Indonesia pasca krisis tahun 1998, sangat didorong oleh pembiayaan utang publik. Sebagaimana Gambar 3.1 menunjukkan rangkaian data dari tahun 1990 sampai dengan tahun 2016 tentang data *Gross Domestic Product* (GDP) Indonesia, data utang publik (*Debt*) Indonesia, dan rasio data utang publik (*Debt*) dibandingkan GDP atau disebut rasio *Debt to GDP* Indonesia. Berdasarkan data tersebut, dalam kurun waktu 26 tahun, utang publik meningkat 40 kali lipat, sedangkan GDP meningkat 62 kali lipat. Hal ini mengindikasikan bahwa pemakaian utang publik mendongkrak GDP (*leveraged*), menggambarkan adanya pertumbuhan ekonomi yang baik bagi Indonesia.



Gambar 1.1: Perkembangan *Debt* dan GDP Indonesia, 1990–2016

Sumber: Sumber Bank Indonesia dan Kementerian Keuangan, tidak dipublikasikan

Pemerintah Indonesia sementara memaparkan pemakaian besaran utang publik dipandang 'aman' apabila rasio *Debt to GDP* tidak melewati ambang batas (*threshold*), tercantum dalam Pasal 12 UU No. 17/2003 tentang Keuangan Negara, dengan menetapkan nilai *threshold* 60% untuk rasio *Debt to GDP*. Besaran rasio tersebut dipakai berdasarkan pengalaman Indonesia pada masa krisis Asia tahun 1998, saat itu rasio *Debt to GDP* Indonesia melampaui 60%, dan utang publik benar-benar menjadi beban. Sesungguhnya besaran rasio *Debt to GDP*, di beberapa negara, bukanlah tolok ukur terjadinya krisis. Sebagai gambaran, pada periode krisis dunia di tahun 2008, Jepang dengan rasio *Debt to GDP* 230% tidak mengalami krisis utang publik, sedangkan Yunani dengan rasio *Debt to GDP* 150% dinyatakan sebagai negara paling terpuruk, dan mengalami krisis akibat beban utangnya. Beberapa negara dengan rasio *Debt to GDP* di kisaran angka 60%, seperti China (56%), Jerman (58%), Israel (62%), Maroko (65%), UK

(85%). Hal tersebut menyiratkan bahwa pemakaian *threshold Debt to GDP* untuk menentukan krisis utang publik belum mencukupi dalam manajemen utang suatu negara.

Domar (1944) menyatakan bahwa pada dasarnya, utang publik dapat dilakukan apabila pertumbuhan ekonomi positif. Apabila utang publik terus bertambah tanpa diikuti pertumbuhan ekonomi, hal ini akan meningkatkan beban utang publik (*debt burden*). Agar utang publik tidak menimbulkan efek negatif, maka nilai pertumbuhan GDP harus lebih tinggi daripada nilai pertumbuhan utang publik. Pencegahan krisis utang publik dapat dilakukan dengan cara membangun sistem deteksi dini atau *Early Warning System* (EWS). Sistem ini diperlukan untuk mengetahui apakah penambahan utang dapat mendongkrak pertumbuhan ekonomi atau malah menjadi beban ekonomi, supaya pengambil kebijakan dapat mencegah terjadinya krisis.

Studi empiris paling awal dalam membangun EWS untuk krisis keuangan adalah yang dilakukan oleh Kaminsky *et al.* (1998), dengan menggunakan pendekatan sinyal. Dalam studi ini, diterapkan nilai *threshold*, dengan ketentuan indikator krisis tidak boleh melampauinya. Krisis akan terjadi, saat indikator krisis melampaui *threshold* yang telah ditetapkan. Selanjutnya Casu *et al.* (2011), mengembangkan model pendekatan pemilihan *threshold* dinamis yang lebih berfokus pada volatilitas indikator krisis.

Pendekatan probit atau logit, untuk penyusunan EWS dipelopori oleh Frankel & Rose (1996), yang digunakan untuk mengestimasi terjadinya krisis nilai tukar. Peneliti lainnya yang juga menerapkan pendekatan ini, di antaranya: Manasse *et al.* (2003) dan Fuertes & Kalotychu (2006). Jedidi (2013) mengembangkan pendekatan prediksi krisis dengan menggunakan model *logit fixed-effect*.

Penentuan *threshold*, yang ditentukan secara arbiter, akan menimbulkan masalah keabsahan hasil penelitian, karena untuk obyek yang sama, dengan nilai *threshold* yang berbeda, akan memberi beberapa hasil prediksi krisis yang berbeda-beda. Demikian pula pendekatan probit logit, mengandung risiko banyak informasi yang hilang saat data ditransformasikan menjadi variabel biner (Abiad, 2003).

Adanya perubahan perilaku variabel indikator penyebab krisis, saat kondisi stabil (*steady state*) melahirkan pendekatan EWS, sebagaimana dilakukan oleh Vlaar (2000), Manasse *et al.* (2003), Bussiere & Fratzscher (2006), Fuertes & Kalotychou (2007), dan Savona & Vezzoli (2015).

Metode lainnya yang juga digunakan untuk mengonstruksi EWS, diantaranya adalah pendekatan *K-means clustering*. Pendekatan ini diperkenalkan oleh Fuertes & Kalotychou (2007), dan dalam pendekatan ini, peneliti mengelompokkan variabel indikator dan kemudian memaksimalkan perbedaan kelompok-kelompok variabel tersebut. Kemudian, Manasse *et al.* (2003) dan Manasse & Roubini (2009) menggunakan analisis *tree-based regression*, yang menghasilkan model prediksi deteksi sinyal krisis yang lebih baik daripada model logit pada umumnya. Demikian pula Dawood *et al.* (2017), dimana ia membangun konstruksi EWS untuk krisis utang publik, dengan menggunakan tiga pendekatan ekonometrik

secara bersamaan, yaitu *dynamic signal extraction- binary regression- multinomial logit*. Ia mengklaim bahwa pendekatan yang digunakannya mampu memprediksi krisis dengan lebih kuat dan mampu menciptakan hasil yang lebih akurat dibandingkan metode logit yang telah diterapkan.

Konstruksi EWS utang public juga dilakukan oleh Lewis (2004) dengan pendekatan *system dynamic framework*. Dalam penelitian tersebut, variabel indikator dikelompokkan menjadi tiga, yaitu sektor publik, agen rating kredit dan sektor keuangan. Kesimpulan yang diperoleh adalah *shock* signifikan yang terjadi pada cadangan devisa dan ekspor akan mempercepat terjadinya krisis.

Mengkritisi kelemahan pada pendekatan sinyal, *threshold*, dan probit-logit, Abiad (2003) menyusun EWS untuk krisis nilai tukar dengan menggunakan pendekatan *Markov Switching* (MS). Pendekatan ini diklaim mampu menghindari penentuan *threshold* secara *ad-hoc*, dan pendekatan ini tidak mengubah variabel menjadi biner sehingga tidak banyak informasi yang hilang dalam proses pengolahan data. Dalam studi tersebut, digunakan tiga kelompok variabel indikator, yaitu makroekonomi, aliran modal, dan kerentanan keuangan, dengan menggunakan sampel lima negara (Indonesia, Korea, Malaysia, Filipina, dan Thailand). Hasil dari penelitian menunjukkan bahwa pendekatan MS mampu memprediksi terjadinya krisis keuangan tahun 1998 dengan tepat.

2. Metodologi

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan menggunakan data sekunder dalam bentuk *time series* kuartalan dari tahun 1990 hingga 2016. Data dalam penelitian ini diperoleh dari Kementerian Keuangan, Bank Indonesia, IMF, *World Bank*, Bloomberg, dan CIMB Niaga. Proses pengolahan data dibantu dengan menggunakan aplikasi *E-views 10*.

Variabel yang diamati sebagai EWS atau sebagai dependen variabel adalah rasio *debt to GDP* (DGDP)—sesuai dengan alasan yang dijelaskan oleh Blanchard (1990), bahwa rasio ini mampu mengukur derajat kesanggupan melunasi utang serta lebih mudah penggunaannya dibandingkan indikator lainnya. Dalam penelitian ini, variabel independen atau variabel indikator untuk memudahkan pengambil kebijakan mengklasifikasikan penyebab krisis, dipilih dengan memisahkan indikator moneter dan indikator fiskal. Indikator moneter terdiri atas tingkat inflasi (INF) dan nilai tukar (NT). Indikator fiskal terdiri dari rasio konsumsi terhadap GDP (CGDP), rasio investasi terhadap GDP (IGDP), rasio belanja pemerintah terhadap GDP (GGDP), rasio ekspor terhadap GDP (XGDP) dan rasio pajak terhadap GDP (TGDP).

Pendekatan yang digunakan untuk mengkonstruksi EWS utang publik Indonesia adalah *Markov switching dynamic regression* (MS-DR). Pendekatan ini mampu memprediksi probabilitas terjadinya krisis, memperkirakan lama periode berada di *state* (kondisi) krisis dan stabil, dan prediksi krisis masa mendatang. Guna melakukan hal tersebut, pendekatan MS-DR, menelaah dan menganalisis gambaran perubahan yang terjadi dari satu *state* ke *state* yang lain dalam periode observasi.

Model ini memperbolehkan adanya *switching* atau perubahan. *Switching* dapat terjadi pada rata-rata, ataupun rata-rata varian. Hamilton (1996), menuliskan model dengan *switching* pada nilai rata-rata dan rata-rata varian, sebagai berikut:

$$y_t | s_t \sim^{iid} N(\mu_{s_t}, \sigma_{s_t}^2) \tag{1}$$

Dalam hal ini, s_t disebut sebagai kondisi atau *state* yang tidak diamati secara langsung, dengan $s_t \in \{1, 2, \dots, M\}$ dan M adalah banyak *state*. Asumsi kondisi ekonomi yang digunakan adalah $s_t = 1$ adalah kondisi krisis (*crisis state*) dan $s_t = 0$ adalah kondisi stabil (*tranquil state*), atau $M = 2$. Asumsi ini mengikuti turunan pertama dari jalur *two-state-Markov*.

Sesuai karakter rantai Markov yang memiliki asumsi probabilitas dari *state* (ketidaknormalan), tergantung pada *state* sebelumnya, maka dapat dituliskan rumus:

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij}(t) \tag{2}$$

P_{ij} merupakan probabilitas transisi dari *state* i pada periode $t - 1$ ke *state* j pada periode t . Selanjutnya nilai peluang transisi tersebut dikumpulkan dalam matriks probabilitas transisi, berikut:

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & \dots & P_{01} \\ \cdot & \dots & \cdot \\ P_{10} & \dots & P_{11} \end{bmatrix} \tag{3}$$

Kemudian, dituliskan kembali menjadi:

	Periode t		
	State 0		State 1
Periode $t-1$			
State 0	P_{00}^t $Pr(s_t = 0 s_{t-1} = 0, x_{t-1})$ $= F(x_{t-1}^t \beta_0)$	$P_{01}^t = (1 - P_{00}^t)$ $Pr(s_t = 1 s_{t-1} = 0, x_{t-1})$ $= 1 - F(x_{t-1}^t \beta_0)$	(4)
State 1	$P_{10}^t = (1 - P_{11}^t)$ $Pr(s_t = 0 s_{t-1} = 1, x_{t-1})$ $= 1 - F(x_{t-1}^t \beta_1)$	P_{11}^t $Pr(s_t = 1 s_{t-1} = 1, x_{t-1})$ $= F(x_{t-1}^t \beta_1)$	

Matrik transisi di atas digunakan untuk menentukan *latent variable* dari *state switching*, s_t . Dimana P_{ij}^t merupakan kemungkinan perpindahan dari *state* i dalam periode $t - 1$ ke *state* j dalam periode t . F adalah fungsi distribusi kumulatif *cdf* komponen dari vektor x_1 dan x_{t-1} , yang merupakan indikator peringatan dini yang dapat berpengaruh terhadap peluang transisi.

Untuk menjalankan metode MS, maka diperlukan nilai awal, yaitu $P_1^1 = Pr(s = 1)$ yang merupakan probabilitas *unconditional* menjadi kondisi krisis (*state* 1) pada periode 1. Perlakuan terhadap nilai tersebut tergantung stasioner tidaknya x_t . Jika x_t stasioner, maka probabilitas jangka panjang P_1^1 adalah $s = 1$, dan merupakan fungsi dari (β_0, β_1) . Sementara jika x_t tidak stasioner, maka P_1^1

adalah parameter tambahan yang harus diestimasi. Dalam prakteknya, jika data runtun waktu yang digunakan cukup panjang, maka fungsi *likelihood* tidak akan terpengaruh, baik dilakukan dengan menghitung fungsi dari (β_0, β_1) secara terpisah atau ditetapkan nilainya secara tetap tidak membuat perbedaan yang berarti.

Estimasi dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). MLE ini dilakukan dengan menentukan fungsi densitas (*density*), yang diformulasikan sebagai berikut:

$$f(y_t|s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\sigma s_t}} \exp \frac{[-(Y_t - \mu_{s_t})^2]}{2\sigma_{s_t}^2} \quad \text{untuk } S_t = 0, 1 \quad (5)$$

Selanjutnya prosedur pendugaan yang dilakukan adalah memaksimalkan fungsi *likelihood*, memakai iterasi (Hamilton, 1990). Dengan menggunakan informasi yang tersedia hingga periode t , maka terbentuklah $Pr(S_t = j|\omega_t; \theta)$, yaitu probabilitas kondisional (*filtered*) dari observasi i yang dihasilkan oleh *state* j , untuk $j = 1, 2, \dots, N$. N adalah banyaknya *state*, yang dalam penelitian ini digunakan $N = 2$. Selanjutnya probabilitas kondisional tersebut dikumpulkan dalam vektor $(N \times 1)\xi_{t|t}$.

Peramalan juga dapat dilakukan dengan probabilitas kondisional (*forecast*) menjadi *state* j pada periode $t + 1$ dengan informasi hingga periode t , yang dapat dinotasikan $Pr(s_{t+1} = j|\omega_t; \theta)$, untuk $j = 1, 2, \dots, N$. Peramalan probabilitas tersebut dikelompokkan dalam vektor $(N \times 1)\xi_{t+1|t}$. Kemudian η_t dinotasikan sebagai vektor $(N \times 1)$ yang memiliki komponen sebanyak j adalah fungsi densitas kondisional dari Persamaan (5). Probabilitas yang telah difilter dan dihitung untuk setiap periode t dengan melakukan iterasi dari dua persamaan berikut:

$$\xi_{t|t}^\wedge = \frac{(\xi_{t|t-1}^\wedge \odot \eta_t)}{1'(\xi_{t|t-1}^\wedge \odot \eta_t)} \quad (6)$$

$$\xi_{t+1|t}^\wedge = P'_{t+1} \xi_{t|t}^\wedge \quad (7)$$

P_t adalah matriks ukuran $N \times N$ dari probabilitas transisi dari periode $t - 1$ hingga periode t sebagaimana di dalam Persamaan (6) dan \odot adalah notasi perkalian dari masing-masing elemen. Persamaan (7) menghitung $Pr(s_t = j|\omega; \theta)$ sebagai nisbah distribusi bersama $f(y_t, s_t = j|\omega; \theta)$ terhadap distribusi marginal $f(y_t = j|\omega; \theta)$. Distribusi marginal dihitung dengan menjumlahkan distribusi bersama dari dua *state*. Persamaan (7) menunjukkan bahwa pada saat didapatkan perkiraan terbaik posisi *state* sekarang, maka cukup mengalikan transformasi matriks P dari probabilitas transisi untuk mendapatkan probabilitas peramalan dari masing-masing *state* pada periode berikutnya.

3. Hasil dan Pembahasan

3.1. Hasil Statistik MS-DR

Sebelum melakukan uji MS-DR, dilakukan uji kointegrasi untuk mengetahui hubungan jangka panjang antara variabel dependen dan indikator. Pada pengujian kointegrasi ini, 'r' merupakan vektor kointegrasi, atau ranking yang menunjukkan banyaknya probabilitas hubungan data *time series* yang digunakan. Demikian pula penggunaan model, untuk menggambarkan tren data *time series*. Model 2 (apabila tidak ada satu seri pun yang memiliki tren), model 3 (apabila semua tren stokastik), model 4 (beberapa seri memiliki tren yang stasioner), sedangkan model 1 (semua seri memiliki rerataan nol), dan model 5 (beberapa sampel tidak menunjukkan hasil yang rasional), Model 1 dan 5 tidak dipakai. Hasil uji kointegrasi ditampilkan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1: Hasil Uji Kointegrasi

<i>LR Test</i>	Null	Alternatif	Model2	Model3	Model4
<i>Trace Statistic</i>	r = 0	r = 1	233.6181**	217.3876**	259.4074**
	r = 1	r = 2	166.4728**	151.2281**	182.6224**
	r = 2	r = 3	121.5245**	106.3462**	137.3381**
	r = 3	r = 4	78.33446**	6.643.390	93.05407**
	r = 4	r = 5	4.966.998	3.855.507	5.357.069
	r = 5	r = 6	2.712.011	1.662.457	2.997.759
	r = 6	r = 7	1.621.767	5.915.894	1.490.905
	r = 7	r = 8	5.880.652	0.030832	5.719.568
<i>Maximum Eigen Value</i>	r = 0	r = 1	67.14531**	66.15949**	76.78501**
	r = 1	r = 2	4.494.829	4.488.197	4.528.429
	r = 2	r = 3	43.19008**	3.991.227	4.428.400
	r = 3	r = 4	2.866.448	2.787.883	39.48337**
	r = 4	r = 5	2.254.987	2.193.050	2.359.310
	r = 5	r = 6	1.090.244	1.070.867	1.506.854
	r = 6	r = 7	1.033.701	5.885.062	9.189.482

Sumber: data diolah

Keterangan: **, * menolak hipotesis nol pada $\alpha = 1\%$ dan 5%

Hasil *trace statistic* pada uji kointegrasi yang dilakukan menghasilkan keputusan untuk menolak hipotesis nol pada r2, dan hasil dari uji *Maximum Eigen Value* menghasilkan keputusan untuk menolak hipotesis nol pada r0. Dengan demikian, terdapat hubungan jangka panjang antara variabel dependen dengan variabel indikator. Sementara, dalam jangka pendek seluruh variabel saling menyesuaikan untuk keseimbangan jangka panjang.

Langkah selanjutnya adalah melakukan analisis MS-DR, yang hasil uji variabel indikatornya ditampilkan dalam Tabel 3.2.

State 1 menunjukkan kondisi stabil, sedangkan *state 2* menunjukkan kondisi krisis. Dari Tabel 3.2 dapat dijelaskan bahwa untuk memprediksi terjadinya krisis utang publik (berubahnya kondisi *state 1*) ditunjukkan apabila koefisien variabel indikator menunjukkan nilai negatif dan signifikan.

Tabel 3.2: Variabel Indikator

<i>State</i>	DGDP	Koefisien	<i>Std. Error</i>	Signifikansi
<i>State 1</i>	INF	0.0023	0.0005	0.000***
	NT	0.0658	0.0057	0.000***
	CGDP	18.773	0.0617	0.000***
	IGDP	-31.464	0.1139	0.000***
	GGDP	-0.0398	0.0270	0.140
	XGDP	0.8632	0.1038	0.000***
	TGDP	-25.034	0.2041	0.000***
	Cons	-0.4688	0.0629	0.000***
<i>State 2</i>	INF	0.0082	0.0019	0.000***
	NT	-0.0289	0.0149	0.052***
	CGDP	0.8820	0.0942	0.000***
	IGDP	-39.870	0.2133	0.000***
	GGDP	-0.0610	0.0507	0.229
	XGDP	0.2183	0.1044	0.037**
	TGDP	-11.456	0.4351	0.009**
	cons	11.505	0.1507	0.000***

Sumber: data diolah

Keterangan: ***, ** signifikansi pada $\alpha = 1\%$ dan 5%

Pada kolom *state 1*, variabel belanja pemerintah (GGDP) tidak memiliki kemampuan memprediksi terjadinya krisis utang publik. Hal tersebut ditunjukkan nilainya tidak signifikan. Sedangkan variabel indikator lainnya memiliki kemampuan prediksi atau memberikan sinyal peringatan terjadinya krisis utang publik, atau akan berakhirnya krisis utang publik. Dua variabel indikator yang memprediksi terjadinya perubahan dari kondisi stabil ke krisis adalah investasi (IGDP) dan pajak (TGDP).

Pada kolom *state 2*, variabel belanja pemerintah (GGDP) kembali tidak memiliki kemampuan memprediksi terjadinya krisis utang publik. Variabel indikator nilai tukar (NT), mampu memprediksi saat terjadinya perubahan dari kondisi krisis ke stabil, dengan kata lain, jika terjadi apresiasi mata uang rupiah saat masa krisis, maka akan membentuk tercapainya kondisi stabil. Demikian pula variabel indikator investasi (IGDP) dan pajak (TGDP) menjadi berubah kondisi dari krisis ke stabil.

Tiga variabel indikator lainnya, yaitu inflasi (INF), konsumsi (CGDP), dan ekspor (XGDP), cenderung untuk memperkuat atau mempertahankan suatu kondisi, baik pada saat kondisi stabil maupun krisis.

Selanjutnya estimasi EWS menghasilkan matrik probabilitas transisi yang ditampilkan sebagai berikut:

$$P = \begin{bmatrix} 0.95 & 0.05 \\ 0.14 & 0.86 \end{bmatrix}$$

Matrik di atas menunjukkan bahwa tidak ada *state* yang permanen, dengan nilai matrik probabilitas transisi nilainya di bawah satu. Dengan asumsi P11 adalah kondisi stabil dan P22 adalah kondisi krisis, maka probabilitas mempertahankan

kondisi stabil lebih besar, yaitu 95% dengan perubahan menjadi krisis adalah 5%. Sedangkan probabilitas untuk tetap bertahan di kondisi krisis adalah 86% dan mengubahnya menjadi stabil adalah 14%. Untuk memastikan hal tersebut, terdapat hasil analisis yang berupa durasi lamanya berada di kondisi krisis dan stabil, yang dikenal dengan *constant expected duration*, ditampilkan pada Tabel 3.3.

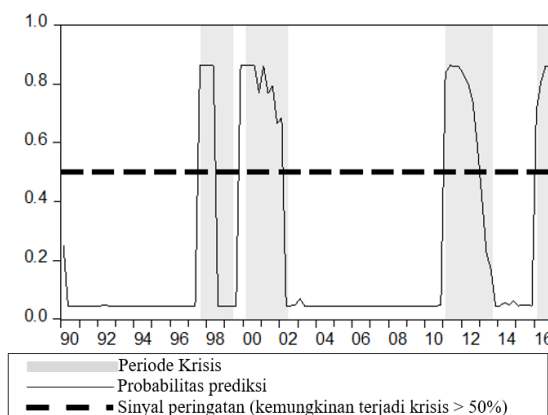
Tabel 3.3: *Constant Expected Duration*

State	1	2
Expected Duration	2.128.319	7.268.700

Sumber: data diolah

Dari hasil *expected duration* di atas, tampak bahwa durasi waktu berada di *state 1* (stabil) adalah sepanjang 21 kuartal, sedangkan durasi waktu berada di *state 2* (krisis) adalah 7 kuartal. Hal ini menunjukkan bahwa durasi terjadinya kondisi di *state 1* (stabil) lebih lama daripada di *state 2* (krisis).

Analisis MS-DR dalam bentuk grafik menunjukkan adanya perubahan saat terjadi perubahan *state*. Saat *state* stabil atau *tranquil*, maka grafik akan tergambar sebagai garis lurus. Saat terjadi krisis atau keadaan yang bergejolak, maka grafik akan berpindah *state*. Dari grafik ini tampak durasi masa krisis yang lebih pendek daripada durasi masa krisis (lihat Tabel 3.3). Grafik analisis MS-DR memperlihatkan kemampuan deteksi dini sebelum terjadinya krisis utang publik di tahun 1997, 1999, 2011, dan 2016. Hasil grafik analisis MS-DR ditampilkan pada Gambar 1.2.



Gambar 3.2: Grafik Analisis MS-DR

Sumber: data diolah

3.2. Identifikasi Kemampuan Pendekatan MS dalam Konstruksi EWS Utang Publik di Indonesia

Pada Gambar 3.2, disajikan grafik prediksi terjadinya krisis dengan pendekatan MS-DR yang menghasilkan 4 periode krisis, yaitu periode tahun 1997–1998, yang dikenal sebagai krisis Asia, periode 2000–2002, periode 2010–2013, dan periode 2016. Pada masing-masing periode krisis tersebut terdapat kejadian ekonomi yang berhubungan erat dengan krisis utang publik yang disajikan pada Tabel 3.4.

Tabel 3.4: Ringkasan Kejadian Ekonomi berdasarkan Analisis Krisis MS-DR

Periode yang Teridentifikasi	Keterangan	Diperingatkan atau Diantisipasi oleh Model
1997 kuartal tiga	Krisis Asia	Ya, sejak 1997 kuartal 2.
2000 – 2002 kuartal 1	- Pertumbuhan GDP melambat di angka 4,6% - Rata-rata kenaikan GDP 6%, di sisi lain rata-rata kenaikan utang publik 7%	Ya, sejak 1999 kuartal 4
2011 kuartal 2–2013 kuartal 2	- Penurunan transaksi berjalan pada pertengahan 2011. - 2013 saham-obligasi-mata uang mengalami tekanan akibat the fed mengurangi program pembelian obligasi.	Ya, sejak 2010 kuartal 4
2016	- Pertumbuhan GDP melambat di angka 4.88% akibat dari penambahan utang dari investasi simultan pada pembangunan infrastruktur, dan belum memberikan kontribusi pendapatan yang memadai.	Ya, sejak 2015 kuartal 4

Sumber: data diolah dari berbagai sumber (OECD, 2015; BPS, 2017)

Pada bagian sebelumnya disebutkan bahwa investasi (IGDP) dan pajak (TGDP) memberikan sinyal untuk mengubah dari *state* stabil ke krisis atau sebaliknya pengubah dari *state* krisis ke stabil selain kedua variabel indikator tersebut adalah nilai tukar (NT).

Periode pertama deteksi krisis terjadi pada tahun 1997 kuartal ketiga, analisis MS-DR mampu untuk mendeteksi dini akan terjadinya krisis. Peristiwa ini dikenal dengan puncak terjadinya *bubble economy*. Selama tahun 1994–1997 perekonomian Indonesia menunjukkan tingkat pertumbuhan yang tinggi (sekitar 7%) dan tingkat imbalan aset (*return on asset*) rata-rata sebesar 12%. Tingginya tingkat imbalan ini menggerakkan minat untuk menaikkan utang terlebih dalam bentuk mata uang asing (51% dari GDP). Krisis Asia di tahun 1998 meruntuhkan segalanya, aliran dana asing turun menjadi 13% GDP, nilai tukar Rupiah terhadap USD turun 110%, GDP turun 14%, dan tingkat inflasi meroket di 59%.

Ada hal yang cukup menarik dari grafik MS-DR pada periode tahun 1998 kuartal ketiga hingga tahun 1999 kuartal kedua, posisi grafik menunjukkan pada kondisi stabil. Hal ini sesuai dengan hasil penelitian ini yang menempatkan nilai tukar sebagai variabel indikator yang mampu memprediksi perubahan dari krisis ke stabil. Pada periode ini bank sentral mengeluarkan cadangan devisa yang

cukup besar (turun 23%) untuk program stabilisasi kurs. Pada periode tersebut rupiah terapresiasi, dari Rp16.650 per US Dolar menjadi Rp7.000 per US Dolar.

Periode kedua deteksi terjadinya krisis terjadi di tahun 1999 kuartal ke empat. Hal ini disebabkan pertumbuhan GDP yang melambat. Tingkat kenaikan GDP rata-rata 6% di bawah dengan tingkat kenaikan utang publik, rata-rata 7%. Krisis di tahun 2000–2002 merupakan dampak dan perpanjangan dari krisis Asia di tahun 1998.

Periode ketiga deteksi terjadinya krisis terjadi di tahun 2010 pada kuartal keempat. Krisis terjadi akibat dampak penurunan investasi yang disebabkan oleh program pengurangan pembelian obligasi oleh *The Fed*. Selain itu, dampak krisis global pada 2008, masih memberikan efek pada perekonomian Indonesia, meski hanya berupa perlambatan pertumbuhan ekonomi di angka 5%, di sepanjang 2013–2014. Padahal pada periode 2010 hingga awal 2011, pertumbuhan ekonomi mampu mencapai angka 6% bahkan lebih.

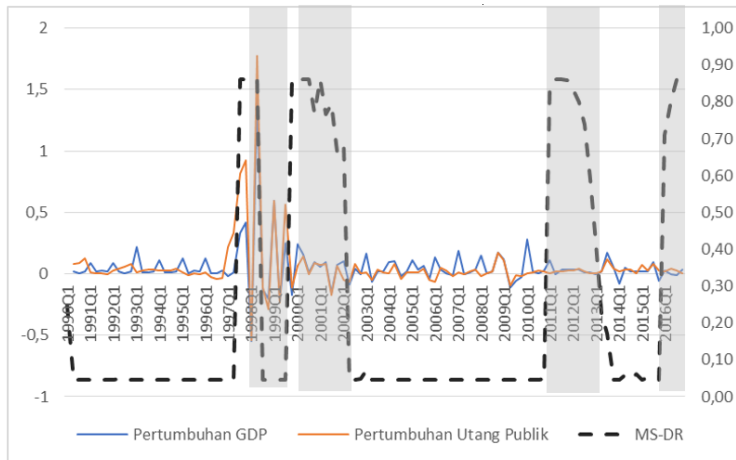
Periode keempat deteksi terjadinya krisis terjadi di tahun 2015 kuartal ke empat. Pada periode ini terjadi perlambatan pertumbuhan GDP (4,88%). Pada periode ini, pemerintah memiliki program pembangunan infrastruktur, dengan berinvestasi secara simultan di berbagai daerah, dengan pembiayaannya melalui utang, dan dalam jumlah yang cukup besar. Di sisi lain, dalam masa konstruksi, sebelum dapat dioperasikan, proyek infrastruktur tidak menyumbangkan kontribusi pendapatan.

Perlambatan ekonomi menjadi penyebab paling utama terjadinya krisis di setiap periode berdasarkan analisis MS-DR. Perlambatan ekonomi, dapat terjadi disebabkan banyak hal, salah satunya pertumbuhan GDP yang lebih rendah dibandingkan pertumbuhan utang publik. Gambar 3.3. memberikan deskripsi hubungan antara prediksi MS-DR dengan pertumbuhan utang dan pertumbuhan GDP.

Gambar 3.3 menunjukkan bahwa analisis MS-DR dapat mendeteksi dini terjadinya krisis, baik pada periode krisis pertama, kedua, ketiga dan keempat diawali dengan terjadinya tingkat pertumbuhan utang publik melampaui tingkat pertumbuhan GDP. Dengan demikian, pendekatan MS-DR mampu membuktikan bahwa model ini layak untuk digunakan sebagai rancangan EWS.

3.3. Prediksi Utang Publik Indonesia ke Depan

Berdasarkan matrik probabilitas, menunjukkan bahwa utang publik Indonesia memberi risiko probabilitas berada pada kondisi krisis diprediksi terjadi selama 7 kuartal atau 21 bulan yang setara dengan 2 tahun. Hal ini terbukti dari Krisis Asia, saat untuk mengembalikan rupiah ke level normal, membutuhkan waktu kurang dari dua tahun. Sedangkan kejadian krisis lainnya yang diprediksi oleh model MS-DR, juga kembali ke posisi stabil setelah periode 2 tahun. Dengan hasil tersebut, utang publik dapat berlanjut selama nilai tukar, investasi, dan aspek perpajakan dapat dikelola dengan baik, selama pertumbuhan GDP mampu terus melampaui pertumbuhan utang publik.



Gambar 3.3: Prediksi MS-DR, Pertumbuhan Utang, dan Pertumbuhan GDP Periode 1990–2016

4. Kesimpulan

Berdasarkan pembahasan dalam penelitian ini menunjukkan bahwa semua variabel indikator baik fiskal maupun moneter mampu memprediksi terjadinya kondisi krisis atau sebaliknya. Terdapat dua variabel indikator pengubah dari kondisi stabil ke kondisi krisis, yaitu investasi (IGDP) dan pajak (TGDP), dan variabel pengubah dari kondisi krisis ke kondisi stabil ada 3 (tiga), yaitu investasi (IGDP), pajak (TGDP), dan nilai tukar (NT). Variabel indikator penguat dan tidak mengubah pada setiap kondisi, adalah inflasi (INF), konsumsi (CGDP), ekspor (XGDP). Hanya variabel indikator belanja pemerintah (GGDP) yang tidak mampu memprediksi terjadinya perubahan ataupun penguat, baik kondisi stabil ataupun krisis.

Pendekatan MS-DR melengkapi tersedianya informasi probabilitas perubahan kondisi, yaitu mempertahankan kondisi stabil kecenderungannya lebih besar, yaitu 95% dengan mengubah menjadi krisis adalah 5%. Sedangkan probabilitas untuk tetap bertahan di kondisi krisis adalah 86% dan mengubahnya menjadi stabil adalah 14%.

MS-DR juga mampu memberikan ekspektasi durasi waktu terjadinya masing-masing kondisi, *state 1* (stabil) menunjukkan 21 kuartal dan durasi waktu terjadinya kondisi *state 2* (krisis) menunjukkan waktu 7 kuartal. Hal ini memberikan gambaran bahwa kondisi krisis di Indonesia dapat dipulihkan dalam waktu yang relatif singkat.

Dari simpulan di atas, penelitian ini diharapkan dapat memberikan sumbang-an kepada pemerintah, bahwa diperlukan tata kelola manajemen utang publik yang baik, salah satunya dengan mendeteksi dini krisis utang publik dan dengan

memakai pendekatan MS-DR dan tidak hanya mengacu pada *threshold* rasio DGDP 60%.

Daftar Pustaka

- [1] Abiad, M. A. (2003). Early warning systems: A survey and a regime-switching approach. *IMF Working Paper WP/03/32*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Early-Warning-Systems-A-Survey-and-a-Regime-Switching-Approach-16293>.
- [2] Anwar, K. (2014). Analisis dampak defisit anggaran terhadap ekonomi makro di Indonesia. *Jejaring Administrasi Publik*, 2, 588-603.
- [3] Blanchard, O. J. (1990). Suggestions for a new set of fiscal indicators. *OECD Economics Department Working Papers*, 79. Organization for Economic Co-operation and Development. doi: <https://doi.org/10.1787/435618162862>.
- [4] BPS. (2017). *Produk Domestik Bruto Indonesia Tahun 1990-2016*.
- [5] Bussiere, M., & Fratzscher, M. (2006). Towards a new early warning system of financial crises. *Journal of International Money and Finance*, 25(6), 953-973. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.07.007>.
- [6] Casu, B., Clare, A., & Saleh, N. (2011). Towards a new model for early warning signals for systemic financial fragility and near crises: An application to OECD countries. *MPRA Paper 37043*. Munich Personal RePEc Archive. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/37043/>.
- [7] Dawood, M., Horsewood, N., & Strobel, F. (2017). Predicting sovereign debt crises: An early warning system approach. *Journal of Financial Stability*, 28, 16-28. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.11.008>.
- [8] Domar, E. D. (1944). The "burden of the debt" and the national income. *The American Economic Review*, 34(4), 798-827. <http://www.jstor.org/stable/1807397>.
- [9] Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, 41(3-4), 351-366. doi: [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(96\)01441-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01441-9).
- [10] Fuertes, A. M., & Kalotychou, E. (2006). Early warning systems for sovereign debt crises: The role of heterogeneity. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(2), 1420-1441. doi: <https://doi.org/10.1016/j.csda.2006.08.023>.
- [11] Fuertes, A. M., & Kalotychou, E. (2007). Optimal design of early warning systems for sovereign debt crises. *International Journal of Forecasting*, 23(1), 85-100. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2006.07.001>.
- [12] Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39-70. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(90\)90093-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90093-9).
- [13] Hamilton, J. D. (1996). Specification testing in Markov-switching time-series models. *Journal of Econometrics*, 70(1), 127-157. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)01686-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)01686-9).
- [14] Jedidi, O. (2013). *Predicting sovereign debt crises: A panel data approach using composite indices*. University of Rennes. <http://gdre2013.conference.univ-poitiers.fr/Jedidi.pdf>.
- [15] Kaminsky, G., Lizondo, S., & Reinhart, C. M. (1998). Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers*, 45(1), 1-48. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/staffp/1998/03-98/kaminsky.htm>.

- [16] Kementerian Keuangan RI. (2017). *Benarkah Indonesia darurat utang?*[Infografis]. <https://www.kemenkeu.go.id/media/6751/infografis-utang-2017.pdf>.
- [17] Lewis, J. (2004). Sovereign debt sustainability in Jamaica: A risk management approach. *Working Paper*. https://www.boj.org.jm/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_sovereign_debt_sustainability_in_jamaica_-_a_risk_management_approach.pdf.
- [18] Manasse, P., & Roubini, N. (2009). "Rules of thumb" for sovereign debt crises. *Journal of International Economics*, 78(2), 192-205. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.12.002>.
- [19] Manasse, P., Schimmelpfennig, M. A., & Roubini, N. (2003). Predicting sovereign debt crises. *IMF Working Paper WP/03/221*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03221.pdf>.
- [20] Mankiw, N. G. (2009). *Macroeconomics* (7th Edition). Worth Publisher.
- [21] OECD. (2015). *Survei ekonomi OECD Indonesia, Maret 2015: Ikhtisar*. Organisation for Economic Co-operation and Development. <https://www.oecd.org/economy/Overview-Indonesia-2015-Bahasa.pdf>.
- [22] Savona, R., & Vezzoli, M. (2015). Fitting and forecasting sovereign defaults using multiple risk signals. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 77(1), 66-92. doi: <https://doi.org/10.1111/obes.12052>.
- [23] Vlaar, P. J. (2000). Early warning systems for currency crises. *BIS Conference Papers*, 8, 253-274. <https://www.bis.org/publ/confer08m.pdf>.
- [24] *Undang-undang Republik Indonesia No. 17 Tahun 2003 Tentang Keuangan Negara*.