

# Dinamika Utang Pemerintah Indonesia

Pusat Kebijakan APBN, BKF

2019

## Ringkasan Eksekutif

Pemerintah Indonesia menempuh kebijakan fiskal ekspansif untuk menstimulasi perekonomian domestik di tengah ketidakpastian perekonomian global. Konsekuensi dari kebijakan tersebut adalah meningkatnya penggunaan instrumen utang untuk menutup defisit anggaran. Hal ini dapat terlihat dari pergerakan rasio utang pemerintah pusat terhadap PDB yang terus bergerak naik dari 20% di tahun 2011 menjadi 29.81% di tahun 2018. Trend kenaikan utang ini menjadi perhatian bagi pemerintah dalam menjaga pengelolaan utang yang berkelanjutan. Oleh karena itu, studi ini diharapkan dapat menjadi pertimbangan dalam perumusan strategi utang agar ke depan pengelolaan utang dapat lebih *prudent* dan risikonya terkendali.

Studi ini mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh terhadap dinamika utang pemerintah dengan menggunakan metode *structural vector autoregression* (SVAR). Periode observasi dibagi menjadi dua periode berdasarkan adanya *structural break* pada pergerakan variabel pertumbuhan ekonomi dan inflasi, yaitu periode 1 (Maret 2005 – September 2014) dan periode 2 (Oktober 2014-Maret 2019). Studi ini menemukan bahwa pertumbuhan ekonomi, keseimbangan primer, suku bunga riil, dan nilai tukar riil berpengaruh terhadap dinamika utang pemerintah. Temuan ini mengonfirmasi temuan pada studi terdahulu di negara lain.

Besaran keseimbangan primer berpengaruh negatif terhadap perubahan rasio utang dimana nilai keseimbangan primer yang mendekati surplus akan mengurangi perubahan rasio utang. Pengaruh suku bunga riil terhadap utang pemerintah mengindikasikan adanya strategi *front-loading* dalam pengelolaan utang sebab turunnya suku bunga riil diikuti dengan kenaikan



rasio utang. Perubahan nilai tukar riil memiliki pengaruh yang berbeda di kedua periode dimana depresiasi pada periode 1 menyebabkan peningkatan beban pembayaran utang sedangkan pada periode 2 depresiasi tidak signifikan mempengaruhi rasio utang pemerintah. Temuan penting lainnya adalah rasio utang pemerintah bersifat eksogen. Hal ini menunjukkan bahwa rasio utang pemerintah lebih dominan dipengaruhi oleh faktor diskresi dibandingkan dengan variabel makroekonomi.

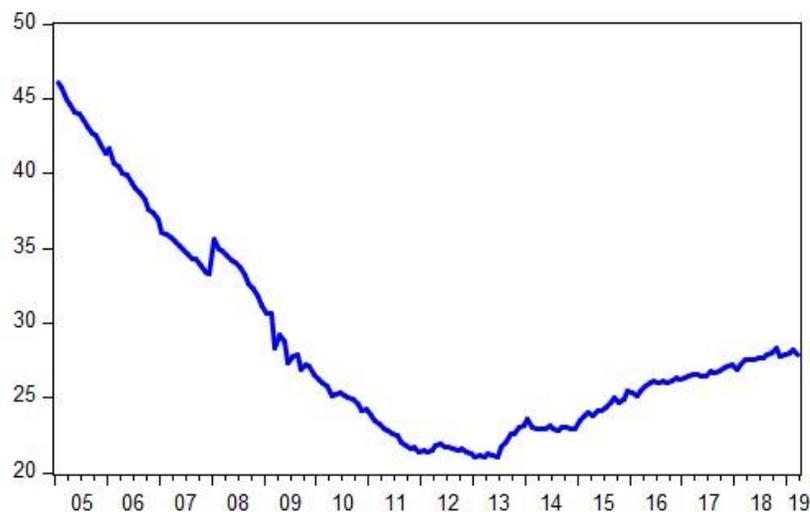
### **Rekomendasi Kebijakan**

Berdasarkan hasil temuan studi ini, berikut ini rekomendasi kebijakan terhadap pengelolaan utang:

- Utang pemerintah yang bersifat eksogen menunjukkan diskresi pemerintah berperan penting dalam pengelolaan utang. Oleh karena itu, pemerintah dalam mengelola utang perlu mempertimbangkan prinsip kehati-hatian (*prudent*) dan keselarasan dengan kebijakan makro fiskal.
- Pertumbuhan utang harus diselaraskan dengan pertumbuhan PDB nominal agar risiko utang tetap terkendali.
- Pengelolaan utang pemerintah perlu memperhatikan pergerakan *suku bunga riil*, nilai tukar riil, dan komposisi utang agar risiko utang dari suku bunga dan valas tetap terkendali.
- Strategi yang dapat dilakukan dalam mencapai *debt sustainability* adalah tercapainya kondisi *intertemporal solvency*, yaitu keadaan dimana *present value* dari jumlah keseimbangan primer di masa yang akan datang dapat membiayai stok utang pemerintah saat ini. Langkah yang lebih tepat dapat dilakukan untuk mencapai kondisi tersebut adalah melalui optimalisasi pendapatan bukan dengan mengurangi belanja.

# 1 Pendahuluan

Perekonomian Indonesia sangat dipengaruhi oleh dinamika perekonomian global. Di tengah ketidakpastian perekonomian global, pemerintah Indonesia menempuh kebijakan fiskal ekspansif untuk menstimulasi perekonomian dan mengakselerasi pencapaian target pembangunan. Konsekuensi dari kebijakan tersebut adalah penggunaan instrumen utang untuk menutup defisit anggaran mengalami peningkatan dari sekitar 20 persen di tahun 2011 hingga mendekati 30 persen di akhir tahun 2018 seperti yang terlihat pada Gambar 1. Seiring dengan meningkatnya tren rasio utang pemerintah, studi mengenai dinamika utang pemerintah dan identifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi perlu dilakukan sebagai dasar pertimbangan dalam perumusan strategi utang agar pengelolaan utang kedepannya dapat lebih *prudent*.



Gambar 1: Rasio utang pemerintah terhadap PDB, bulanan, 2005:1-2019:3. Sumber: Kemenkeu .

Berbagai studi terdahulu telah mempelajari berbagai faktor yang mempengaruhi rasio utang pemerintah terhadap PDB. Namun demikian, terdapat aspek lain yang penting untuk dilihat yaitu apakah terdapat interaksi antara faktor-faktor tersebut. Jika ada, bagaimana faktor-faktor tersebut berinteraksi dalam mempengaruhi rasio utang pemerintah. Misalnya, jika terdapat guncangan pada tingkat bunga utang pemerintah yang

terjadi karena meningkatnya *risk aversion*, maka rasio tersebut akan meningkat. Selain itu, tingginya tingkat bunga utang ini juga menimbulkan efek negatif langsung ke pertumbuhan ekonomi, yang tentu saja akan semakin memperburuk rasio utang pemerintah (Anaya and Pienkowski, 2015).

Kajian ini bertujuan untuk mempelajari beberapa faktor yang mempengaruhi dinamika rasio utang pemerintah. Seperti yang dinyatakan oleh Anaya and Pienkowski (2015), untuk perekonomian tertutup, analisis ini bisa diturunkan dari persamaan fundamental:

$$d_t = \frac{(1 + i_t)}{(1 + g_t)(1 + \pi_t)} d_{t-1} - pb_t$$

dimana  $d_t$  adalah rasio utang pemerintah terhadap PDB,  $g_t$  adalah tingkat pertumbuhan ekonomi riil,  $\pi_t$  adalah tingkat inflasi atau deflator PDB,  $i_t$  adalah tingkat suku bunga obligasi pemerintah, dan  $pb_t$  adalah keseimbangan primer terhadap PDB.

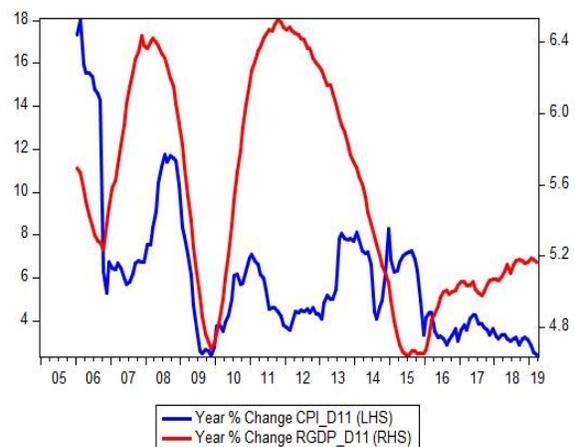
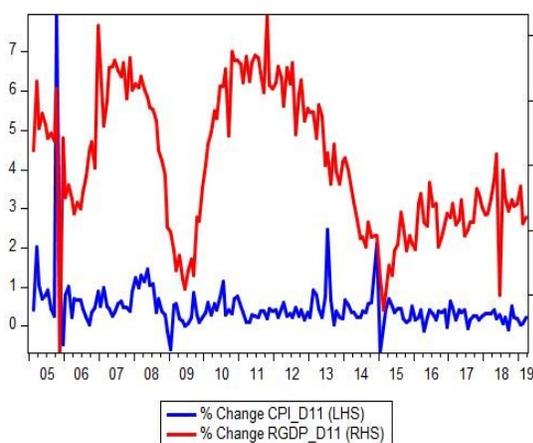
Selain beberapa faktor yang telah disebutkan, Belguith and Omrane (2017) menyatakan bahwa secara umum, determinan rasio utang pemerintah bisa dikelompokkan menjadi empat golongan variabel: makroekonomi, politik, institusi, dan struktural. Stabilitas politik dan kualitas institusi, misalnya rendahnya tingkat korupsi di pemerintahan dan tingginya kualitas prinsip hukum (*rule of law*), memiliki dampak positif pada rasio utang pemerintah (Edwards and Tabellini, 1991; Levine, 2011; Cooray et al., 2017).

Pertumbuhan rasio utang pemerintah juga dipengaruhi oleh faktor-faktor struktural seperti penuaan populasi dan pengeluaran pemerintah yang terkait kesehatan, yang tentu saja memberikan dampak negatif pada akumulasi utang. Sedangkan, beberapa faktor makroekonomi lain yang mempengaruhi dinamika rasio utang pemerintah adalah nilai tukar, keterbukaan perekonomian, *foreign direct investment*, *non-performing loans*, dan

kredibilitas bank sentral.<sup>1</sup>

Kajian ini akan menggunakan *structural vector autoregression* (SVAR) dengan observasi data Maret 2005-Maret 2019 untuk mempelajari faktor-faktor apa saja yang berpengaruh terhadap dinamika utang pemerintah Indonesia. Selain itu, kajian ini juga menganalisis faktor apa yang paling berpengaruh terhadap dinamika utang pemerintah Indonesia diantara faktor-faktor tersebut.

Dalam literatur determinan utang pemerintah di Indonesia, kajian ini memiliki beberapa kontribusi penting. Pertama, belum ada kajian yang secara komprehensif membahas mengenai faktor-faktor yang menentukan perubahan rasio utang di Indonesia. Kedua, belum banyak kajian di negara-negara lain mengenai determinan rasio utang pemerintah yang dilakukan dengan frekuensi bulanan. Kemudian, didasari dengan perilaku data yang terlihat pada Gambar 1 dan 2, bahwa pertumbuhan PDB riil dan inflasi IHK menjadi sangat stabil sejak kuartal 4 tahun 2014 (baik pertumbuhan *year-on-year* maupun *month-to-month*), maka estimasi akan dilakukan untuk 2 periode yang berbeda yaitu (1) Maret 2005-September 2014 dan (2) Oktober 2014-Maret 2019.



<sup>1</sup> Tabel kajian literatur disajikan pada Lampiran A.

Gambar 2: Pertumbuhan PDB riil dan inflasi IHK, 2005:3-2019:3. Sumber: . Catatan: panel kiri menunjukkan pertumbuhan *month-to-month* dan panel kanan menunjukkan pertumbuhan *year-on-year*.

Selain itu, kedua periode tersebut memiliki kondisi keberlanjutan fiskal yang berbeda. Seperti yang dikemukakan oleh Wickens (2008), keberlanjutan fiskal dapat ditentukan dengan kondisi berikut

$$\frac{b_t}{y_t} \leq \frac{1}{R - \pi - \gamma} \left( \frac{-d_t}{y_t} \right)$$

dimana  $\frac{b_t}{y_t}$  adalah rasio utang terhadap PDB,  $R$  adalah suku bunga nominal,  $\pi$  adalah inflasi,  $\gamma$  adalah pertumbuhan PDB riil, dan  $\frac{-d_t}{y_t}$  adalah keseimbangan primer. Dengan data tahunan (rata-rata) dari kedua periode observasi, sebagai berikut

	$R$	$\pi$	$g$	$(R - \pi - g)$	$\frac{-d_t}{y_t}$	$\frac{b_t}{y_t}$
Periode 1	0.0943	0.0722	0.0574	-0.0353	-0.0122	0.2841
Periode 2	0.0757	0.0422	0.0504	-0.0169	-0.0235	0.2883

Mengacu pada persamaan yang dinyatakan oleh Wickens (2008), maka kondisi keberlanjutan fiskal terjadi pada seluruh periode observasi karena pada periode-periode tersebut, rasio utang lebih rendah daripada nilai yang disyaratkan, yaitu 34,65 persen dan 138,96 persen. Akan tetapi, dari kondisi keberlanjutan fiskal tersebut, dapat dilihat bahwa batas aman rasio utang jauh lebih tinggi pada periode observasi 2.

Analisis *impulse response function* menunjukkan bahwa kejutan pertumbuhan ekonomi, keseimbangan primer, dan perubahan suku bunga riil berperan positif dalam menurunkan rasio pertumbuhan utang, kecuali pada periode observasi pertama dimana kejutan pertumbuhan ekonomi direspon negatif oleh perubahan rasio utang. Pada periode ini, kenaikan stok utang lebih tinggi daripada pertumbuhan ekonomi itu sendiri. Sehingga, rasio utang bertambah.

Analisis *forecast error variance decomposition* secara umum menunjukkan bahwa perubahan rasio utang pemerintah merupakan variabel eksogen yang variasinya banyak ditentukan oleh guncangan variabel itu sendiri. Guncangan pertumbuhan ekonomi, keseimbangan primer, suku bunga riil dan nilai tukar riil memiliki kontribusi yang sangat kecil terhadap variasi perubahan rasio utang pemerintah. Akan tetapi, kontribusi perubahan suku bunga dan nilai tukar riil meningkat sangat tajam pada periode observasi 2.

Perubahan komposisi utang pemerintah, baik dalam bentuk utang (yaitu pinjaman atau surat utang negara, SUN), maupun komposisi mata uang domestik dan valas dalam SUN dapat menjelaskan mengapa kontribusi suku bunga dan nilai tukar riil meningkat. Pada periode observasi 1, komposisi pinjaman dan SUN adalah 38,76 persen dan 61,24 persen. Sedangkan pada periode observasi 2, persentase SUN meningkat menjadi 78,70 persen dan porsi valas dalam SUN juga meningkat, dari 13,61 persen menjadi 26,94 persen pada periode observasi 2. Kenaikan porsi SUN dan SUN dalam mata uang asing dalam komposisi utang pemerintah berarti perubahan rasio utang akan lebih banyak dipengaruhi oleh suku bunga dan nilai tukar riil.

## 2 Metodologi

Model *vector autoregression* (VAR) yang paling dasar memperlakukan semua variabel dalam sistem secara simetris dan tanpa memperhatikan isu dependensi. Sedangkan *structural VAR* memperhatikan teori ekonomi dalam permodelannya (Enders, 1995). Teori ekonomi ini terdiri dari hubungan struktural, *reduced-form*, maupun keperilakuan yang ditunjukkan dengan restriksi (berupa hubungan kontemporer antara variabel-variabel) yang ditempatkan di dalam model. Selanjutnya, model ini bisa digunakan

untuk mengamati respon dinamis setiap variabel terhadap guncangan (*shock*) dari variabel lain.

## 2.1 Model

Misalkan untuk kasus model dengan 2 variabel,  $x_t$  dan  $y_t$ , dimana kita tidak tahu apakah suatu variabel bersifat eksogen atau endogen. Dalam modal bivariat ini, kita bisa mengasumsikan bahwa variabel  $y_t$  dipengaruhi oleh realisasi masa lalu dan masa kini dari variabel  $x_t$  dan variabel  $x_t$  dipengaruhi oleh realisasi masa lalu dan masa kini dari variabel  $y_t$ . Asumsikan bahwa  $x_t$  dan  $y_t$  stasioner:

$$x_t = b_{10} - b_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \epsilon_{xt} \quad (1)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}y_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (2)$$

dimana  $\epsilon_{xt}$  dan  $\epsilon_{yt}$  adalah *white-noise errors* dengan standar deviasi  $\sigma_x$  dan  $\sigma_y$  dan kedua *errors* tidak saling berkorelasi.

Di persamaan (1) dan (2), sistem tersebut memasukkan pengaruh arus-balik antara  $x_t$  dan  $y_t$  karena kedua variabel tersebut saling mempengaruhi secara serentak. Misalnya, koefisien  $-b_{12}$  merupakan efek kontemporer dari perubahan 1 unit variabel  $y_t$  terhadap  $x_t$  sedangkan  $\gamma_{11}$  dan  $\gamma_{12}$  menunjukkan efek dari 1 unit perubahan  $x_t$  dan  $y_t$  di masa lampau.

Dalam bentuk matriks, persamaan (1) dan (2) bisa ditulis sebagai berikut:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}}_B \underbrace{\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}}_{z_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}}_{\Gamma_0} + \underbrace{\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}}_{\Gamma_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix}}_{z_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} \epsilon_{xt} \\ \epsilon_{yt} \end{bmatrix}}_{\epsilon_t} \quad (3)$$

atau

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \epsilon_t. \quad (4)$$

Jika kita kalikan dua sisi persamaan (4) dengan  $B^{-1}$ , kita bisa mendapatkan bentuk VAR yang standar

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + e_t \quad (5)$$

dimana  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ , dan  $e_t = B^{-1}\epsilon_t$ . Dalam bentuk persamaan sistem,

$$x_t = a_{10} - a_{11}x_{t-1} + a_{12}y_{t-1} + e_{xt} \quad (6)$$

$$y_t = a_{20} - a_{21}x_{t-1} + a_{22}y_{t-1} + e_{yt} \quad (7)$$

Perhatikan bahwa di sisi kanan persamaan (5), hanya terdapat variabel  $x_t$  dan  $y_t$  di masa lampau dan *errors* yang tidak saling berkorelasi. Maka, setiap persamaan di dalam sistem tersebut dapat diestimasi menggunakan *ordinary least square* (OLS).

## 2.2 Identifikasi

Model di persamaan (1) dan (2) tidak bisa langsung diestimasi karena variabel  $x_t$  berkorelasi dengan  $y_t$  dan variabel  $y_t$  berkorelasi dengan  $z_t$ . Setelah, diubah ke dalam bentuk standar di persamaan (5), permasalahan ini teratasi. Akan tetapi, bagaimana cara untuk mendapatkan semua informasi yang terkandung dalam persamaan (1) dan (2)? Bagaimana cara mengidentifikasi persamaan (1) dan (2) dengan estimasi OLS yang dilakukan untuk persamaan (5).

Jumlah koefisien yang harus diestimasi di persamaan (1)-(2) lebih banyak daripada jumlah koefisien yang harus diestimasi di persamaan (6)-(7). Maka, kita harus menempatkan restriksi dalam persamaan (1)-(2). Salah satu cara untuk merestriksi koefisien ini adalah dengan menggunakan sistem yang rekursif. Misalkan, berdasarkan teori, kita bisa mengasumsikan bahwa tidak ada efek kontemporer variabel  $x_t$  terhadap  $y_t$

(dan  $y_t$  mempengaruhi  $x_t$  dengan *lag* sebesar 1 periode), maka  $b_{21} = 0$  dan persamaan (1)-(2) bisa ditulis menjadi

$$(8)$$

$$(9)$$

Dengan restriksi ini, maka matriks  $B^{-1}$  adalah

Jika kita kalikan matriks ini dengan sisi kiri dan sisi kanan persamaan (3), maka

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{xt} \\ \epsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

atau

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} & -b_{12}b_{20} \\ 0 & b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{xt} - b_{12}\epsilon_{yt} \\ \epsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Jika persamaan (10) diestimasi dengan OLS, maka akan mendapatkan parameter teoretikal

$$a_{10} = b_{10} - b_{12}b_{20} \quad (11)$$

$$a_{11} = \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} \quad (12)$$

$$a_{12} = \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \quad (13)$$

$$a_{20} = b_{20} \quad (14)$$

$$a_{21} = \gamma_{21} \quad (15)$$

$$a_{22} = \gamma_{22} \quad (16)$$

Selain itu, kita juga bisa mendapatkan koefisien dalam matriks *variance-covariance*:

$$\text{var}(e_1) = \sigma_x^2 + b_{12}^2\sigma_y^2 \quad (17)$$

$$\text{var}(e_2) = \sigma_y^2 \quad (18)$$

$$(19)$$

Dengan restriksi ini, maka kita memiliki sembilan koefisien yang telah diestimasi dengan

OLS, yaitu  $a_{10}, a_{11}, a_{12}, a_{20}, a_{21}, a_{22}, \text{var}(e_1), \text{var}(e_2), \text{cov}(e_1, e_2)$ . Semua koefisien tersebut dapat disubstitusikan ke persamaan (11)-(19) untuk mendapatkan koefisien  $b_{10}, b_{12}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, b_{20},$

## 2.3 Impulse Response Functions (IRF)

*Impulse Response Function* (IRF) digunakan untuk melihat dinamika dari sebuah variabel sebagai reaksi dari guncangan sebuah variabel lain (atau variabel itu sendiri). Fitur ini memungkinkan kita untuk melacak transmisi guncangan suatu variabel dalam sebuah sistem persamaan. Untuk mendapatkan IRF, kita harus mendapatkan representasi *vector moving average* (VMA) dari sistem VAR.

Sebagai ilustrasi, persamaan (6)-(7) dapat ditulis sebagai

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Sistem ini bisa ditulis sebagai sistem persamaan yang hanya terdiri dari nilai masa lampau dari kedua guncangan  $e_{1t}$  dan  $e_{2t}$ .

$$\begin{aligned} z_t &= A_0 + A_1(A_0 + A_1 x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\ &= (I + A_1)A_0 + A_2 x_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t. \end{aligned}$$

Setelah iterasi sebanyak  $N$ , maka kita dapatkan

$$z_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} + A_1^{n+1} x_{t-n-1}$$

Jika kondisi stabilitas terpenuhi, maka solusi dari vector  $z_t$  adalah

(21)

dimana  $\mu$

Persamaan (20) dapat diubah kedalam VMA berikut

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (22)$$

Sekuens dari *errors*  $e_{1t}$  dan  $e_{2t}$  adalah fungsi dari sekuens *structural errors*  $x_t$  dan  $y_t$

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = [1/(1 - b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{xt} \\ \epsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (23)$$

Maka, kita bisa substitusikan persamaan (23) ke persamaan (22),

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + [1/(1 - b_{12}b_{21})] \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{xt} \\ \epsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (24)$$

Dengan menggunakan notasi  $A_1^i$  pada persamaan (21), kita bisa sederhanakan dengan mendefinisikan matriks  $\phi_i$

$$\phi_i = [A_1^i/(1 - b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (25)$$

Maka, persamaan (22) menjadi

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{xt-i} \\ \epsilon_{yt-i} \end{bmatrix} \quad (26)$$

Koefisien di dalam matriks  $\phi_i$  inilah yang dinamakan *impact multipliers*. Contohnya, koefisien  $\phi_{12}(0)$  menunjukkan besarnya efek kontemporer dari satu unit perubahan  $y_t$  terhadap  $x_t$ . Sedangkan  $\phi_{11}(1)$  dan  $\phi_{12}(1)$  adalah besarnya respon variabel  $x_{t+1}$  pada periode 1, karena perubahan satu unit  $x_t$  dan  $y_t$ .

Respons ini bisa diakumulasikan menjadi respons akumulasi setelah  $n$  periode. Misalnya, respons akumulasi dari perubahan  $y_t$  kepada sekuens dari variabel  $x_t$  adalah

(27)

dan koefisien  $\varphi_{11}(i)$ ,  $\varphi_{12}(i)$ ,  $\varphi_{21}(i)$ ,  $\varphi_{22}(i)$  adalah *impulse response functions*.

## 2.4 Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)

Analisis *forecast error variance decomposition* (FEVD) digunakan untuk mengukur proporsi guncangan sebuah variabel (dan guncangan variabel lain) terhadap pergerakan variabel tersebut. Jika, misalkan, guncangan variabel tidak berkontribusi pada variasi kesalahan prakiraan (*forecast error*) variabel  $y_t$ , maka variabel  $x_t$  bisa dikatakan bersifat eksogen. Pola yang sering ditemui adalah sebuah variabel yang variasi kesalahan prakiraannya mayoritas dijelaskan oleh guncangan variabel itu sendiri. Akan tetapi, seiring berjalannya waktu, proporsi ini menurun dan kontribusi guncangan variabel  $y_t$  akan semakin besar.

# 3 Model Empiris dan Data

## 3.1 Model Empiris

Untuk mengidentifikasi model empiris, kajian ini mengacu pada model teoretikal yang digunakan oleh Ng'ang'a et al. (2019)–yang sedikit berbeda dengan yang telah ditunjukkan pada bagian pendahuluan. Seperti yang dinyatakan oleh Ng'ang'a et al. (2019), untuk perekonomian terbuka, evolusi dari utang pemerintah dapat diekspresikan oleh persamaan berikut

$$D_t^D + D_t^F = (1 - \alpha)(i_t^D)D_{t-1}^D + \alpha(1 + i_t^F)s_t D_{t-1}^F - PB_t + \mu_t \quad (28)$$

dimana  $D_t^D$  adalah utang dalam denominasi mata uang domestik,  $D_t^F$  adalah utang dalam denominasi mata uang asing,  $i_t^D$  adalah suku bunga utang dalam denominasi mata uang domestik,  $i_t^F$  adalah suku bunga utang dalam denominasi mata uang asing,  $s_t$  adalah nilai tukar nominal,  $PB_t$  adalah keseimbangan primer,  $\alpha = \frac{s_t D_{t-1}^F}{D_{t-1}^D}$  adalah rasio utang dengan denominasi mata uang asing terhadap total utang pada periode  $t - 1$ , dan  $\mu_t$  adalah *error term* yang meliputi faktor-faktor lain yang tidak dimasukkan ke dalam model.

Persamaan (28) bisa disesuaikan dengan inflasi dengan membagi variabel-variabel nominal dalam persamaan tersebut dengan  $(1 + \pi)$

$$D_t^D + D_t^F = \frac{(1 - \alpha)(i_t^D)}{(1 + \pi)} D_{t-1}^D + \frac{\alpha(1 + i_t^F)}{(1 + \pi)} s_t D_{t-1}^F - PB_t + \mu_t \quad (29)$$

Jika kita misalkan  $i_t^W = (1 - \alpha)(i_t^D) + \alpha(1 + i_t^F)$  sebagai *weighted average* dari suku bunga utang dalam mata uang domestik dan mata uang asing,

$$D_t = \left( \frac{(1 + i_t^W) + \alpha(1 + i_t^F)s_t}{(1 + \pi)} \right) D_{t-1} - PB_t + \mu_t \quad (30)$$

Pertumbuhan ekonomi dinyatakan sebagai  $g$ . Maka dengan membagi persamaan (30) dengan  $GDP_t$ ,

$$\frac{D_t}{GDP_t} = \left( \frac{(1 + i_t^W) + \alpha(1 + i_t^F)s_t}{(1 + \pi)(1 + g)} \right) \frac{D_{t-1}}{GDP_{t-1}} - \frac{PB_t}{GDP_t} + \mu_t \quad (31)$$

Definisikan  $\frac{PB_t}{GDP_t} = pb_t$ ,  $\frac{D_{t-1}}{GDP_{t-1}} = d_{t-1}$ ,  $\frac{D_t}{GDP_t} = d_t$ , dan nyatakan persamaan (31) dalam bentuk perubahan rasio utang terhadap PDB,

$$\Delta d_t = \left( \frac{(1 + i_t^W) + \alpha(1 + i_t^F)s_t}{(1 + \pi)(1 + g)} - 1 \right) d_{t-1} - pb_t + \mu_t \quad (32)$$

Karena  $\frac{(1+g)}{(1+g)} = 1$ ,

$$\Delta d_t = \left( \frac{(1 + i_t^W) - \pi(1 + g) - g + \alpha(1 + i_t^F)s_t}{(1 + \pi)(1 + g)} \right) d_{t-1} - pb_t + \mu_t$$

atau,

$$\Delta d_t = \frac{(1 + i_t^W) - \pi(1 + g)}{(1 + \pi)(1 + g)} d_{t-1} - \frac{g}{(1 + \pi)(1 + g)} d_{t-1} + \frac{\alpha(1 + i_t^F)s_t}{(1 + \pi)(1 + g)} d_{t-1} - pb_t + \mu_t. \quad (33)$$

Pada persamaan (31), bisa dicermati bahwa dinamika perubahan rasio utang pemerintah terhadap PDB didorong oleh beberapa faktor: (1) perubahan suku bunga riil  $\frac{(1+i_t^W)-\pi(1+g)}{(1+\pi)(1+g)}$ , (2) perubahan PDB riil  $\frac{g}{(1+\pi)(1+g)}$ , (3) perubahan nilai tukar riil  $\frac{\alpha(1+i_t^F)s_t}{(1+\pi)(1+g)}$ , (4) rasio keseimbangan primer terhadap PDB, dan (5) faktor-faktor yang lain.

Penelitian ini menggunakan data bulanan untuk Indonesia dari bulan Januari 2005 hingga Maret 2019 yang terdiri dari: (1) rasio utang pemerintah terhadap PDB ( $\Delta d_t$ ), (2) PDB riil ( $y_t$ ), (3) keseimbangan primer terhadap PDB ( $pb_t$ ), (4) suku bunga obligasi pemerintah tenor 10 tahun ( $r_t$ ), dan (5) nilai tukar riil ( $s_t$ ). Dalam persamaan SVAR, vektor variabel-variabel endogen  $z_t$  bisa ditulis

$$z_t = A(L)^{-1} B \epsilon_t,$$

dimana,  $z_t = [y_t, pb_t, \Delta d_t, r_t, s_t]^0$  dan  $\epsilon_t$  merupakan guncangan struktural. Skema identifikasi SVAR yang digunakan adalah

$$A \epsilon_t = B e_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \alpha_{51} & 0 & 0 & \alpha_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{y,t} \\ \epsilon_{pb,t} \\ \epsilon_{\Delta d,t} \\ \epsilon_{r,t} \\ \epsilon_{s,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{pb,t} \\ e_{\Delta d,t} \\ e_{y,t} \\ e_{r,t} \\ e_{s,t} \end{bmatrix}$$

Asumsi yang digunakan pada identifikasi ini adalah perubahan rasio utang pemerintah dipengaruhi oleh keseimbangan primer dan pertumbuhan ekonomi secara kontemporer. Selain itu, perubahan suku bunga dan nilai tukar riil hanya dipengaruhi secara kontemporer oleh pertumbuhan ekonomi dan hanya dipengaruhi oleh variabel kebijakan fiskal dengan kelambanan (atau *lag*). Skema identifikasi ini berbeda dengan yang digunakan oleh Ng'ang'a et al. (2019) karena perbedaan yang frekuensi data.<sup>2</sup> Dalam frekuensi bulanan, keseimbangan primer diasumsikan paling eksogen—perubahan pada keseimbangan primer dipengaruhi oleh faktor-faktor yang secara langsung mempengaruhi variabel ini, yaitu pengeluaran pemerintah dan penerimaan pajak. Sedangkan asumsi bahwa rasio utang pemerintah yang secara kontemporer mempengaruhi variabel-variabel makroekonomi kurang masuk akal.

### 3.2 Data

Kajian ini menggunakan data dalam frekuensi bulanan dari bulan Maret 2005 hingga Maret 2019. Data dalam frekuensi kuartalan diinterpolasi menjadi data bulanan dengan menggunakan metode Chow-Lin (Chow and Lin, 1971) dan pola musiman dihilangkan dari data melalui proses *seasonal adjustment* dengan menggunakan metode X-

---

<sup>2</sup> Skema identifikasi yang digunakan Ng'ang'a et al. (2019) menggunakan vektor  $z_t = [\Delta d_t, y_t, pb_t, r_t, s_t]^0$  dengan asumsi bahwa pertumbuhan ekonomi, keseimbangan primer, suku bunga riil, dan nilai tukar riil merespon perubahan rasio utang pemerintah secara kontemporer. Sedangkan, perubahan rasio utang pemerintah merespon semua variabel makroekonomi dengan *lag*.

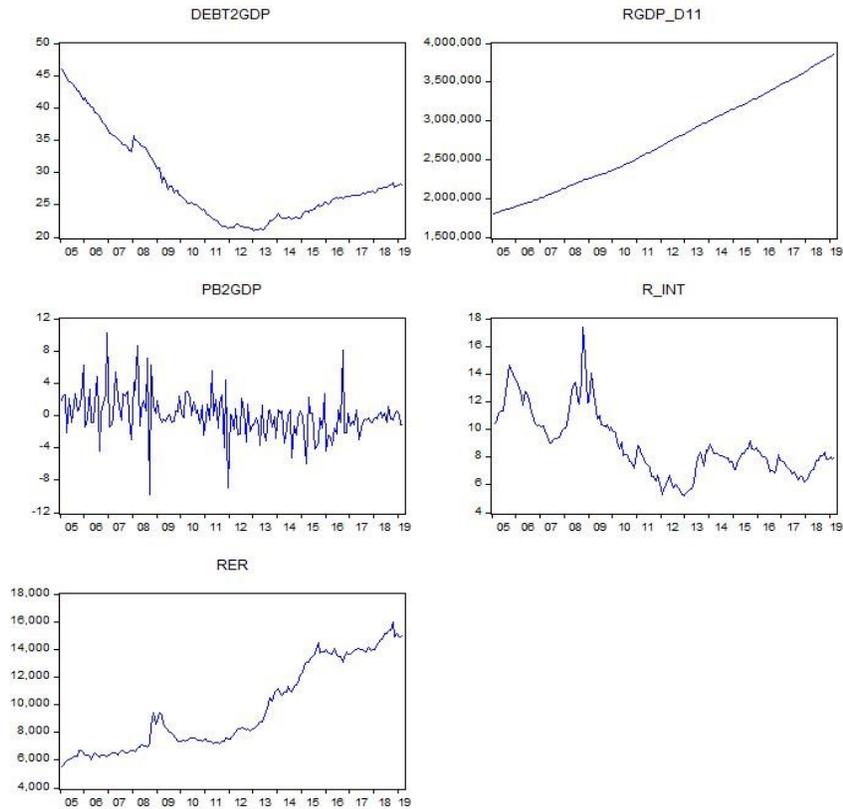
13ARIMA.<sup>3</sup> Berikut adalah ringkasan dan deskripsi dari data yang digunakan, *plot* data, dan uji akar unit yang dilakukan.

Variabel	Unit	Deskripsi	Sumber
Rasio utang pemerintah	Milyar rupiah	Rasio stok utang terhadap PDB (yoy)	Kemenkeu,
Keseimbangan primer	Milyar rupiah	Rasio keseimbangan primer terhadap PDB (mtm)	Kemenkeu
PDB riil	Milyar rupiah	Pertumbuhan ekonomi (bulanan)	
Suku bunga riil	Persentase	<i>Adjusted yield</i> SBN 10 tahun	Kemenkeu

Tabel 1: Deskripsi dan sumber data.

Selanjutnya, semua variabel yang tidak stasioner dalam tingkat *level*, akan diubah ke dalam bentuk *log-differenced* untuk menggambarkan persentase perubahan dari variabel tersebut. Data olahan ini dapat dilihat pada Gambar 4.

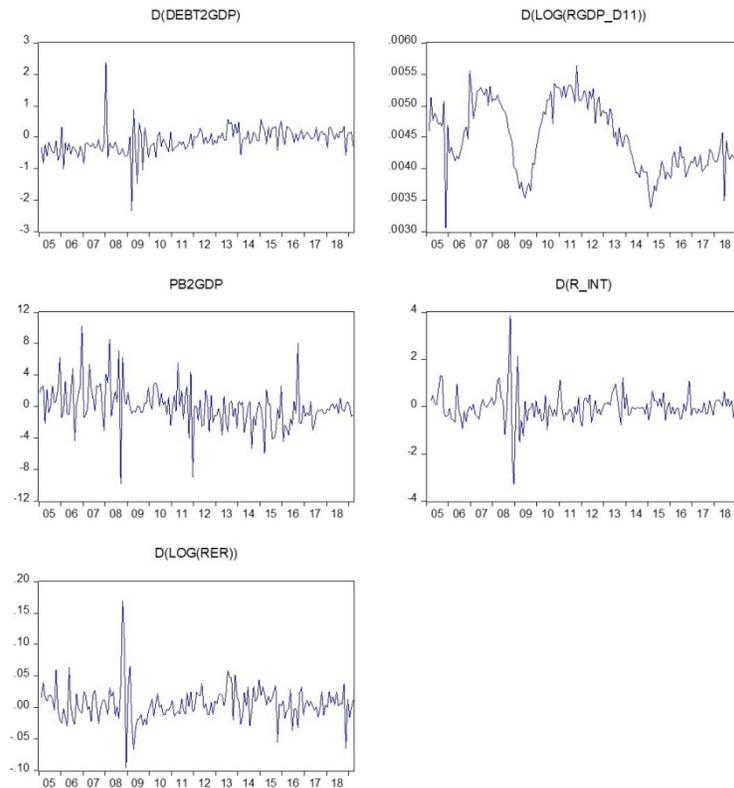
<sup>3</sup> Metode Chow and Lin (1971) digunakan untuk mengestimasi konversi frekuensi data, yang dalam hal ini, dari berfrekuensi rendah (kuartalan) ke lebih tinggi (bulanan) atau *temporal disaggregation*. Dalam pengestimasiannya, metode ini berkendala berdasarkan tipe data. Adapun jika data itu ialah *flow*, maka kendala yang meliputinya ialah hasil pengestimasiannya terkait merupakan jumlah atas data patokan (*benchmark*) yang berfrekuensi lebih rendah. Bukan hanya itu, metode ini diperlukan variabel referensi, yang seturut dengan frekuensi yang ingin dituju atas proses disagregasi. Dengan demikian, data PDB nominal dan riil yang berfrekuensi kuartalan diestimasi melalui Metode Chow and Lin (1971) agar diperoleh kedua data itu yang berfrekuensi bulanan dengan memerhatikan tipe datanya sebagai data *flow*. Untuk data PDB nominal, variabel referensi ditentukan menurut penerapan metode ini terhadap data yang sama oleh Lahari et al. (2011), yaitu dengan variabel M2. Sementara itu, PDB riil menggunakan variabel Indeks Produksi Industrial, sebagaimana yang telah disarankan oleh Karan (2013).



Gambar 3: Data bulanan (*level*), 2005:3-2019:3. Sumber: Kemenkeu dan .

Variabel	ADF			PP			KPSS	
	1	2	3	1	2	3	1	2
$y$	I(1)							
$pb$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
$\Delta d$	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)
$r$	I(1)	I(0)						
$s$	I(1)							

Tabel 2: Uji akar unit. Catatab: uji yang digunakan adalah *Augmented DickeyFuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP), dan *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) dengan asumsi: (1) *intercept*, (2) *trend* dan *intercept*, dan (3) tanpa *trend* dan *intercept*. I(0) menunjukkan bahwa data stasioner pada *level* dan I(1) menunjukkan data stasioner pada *first-differenced*.



Gambar 4: Data bulanan (*first-differenced*), 2005:3-2019:3. Sumber: Kemenkeu dan .

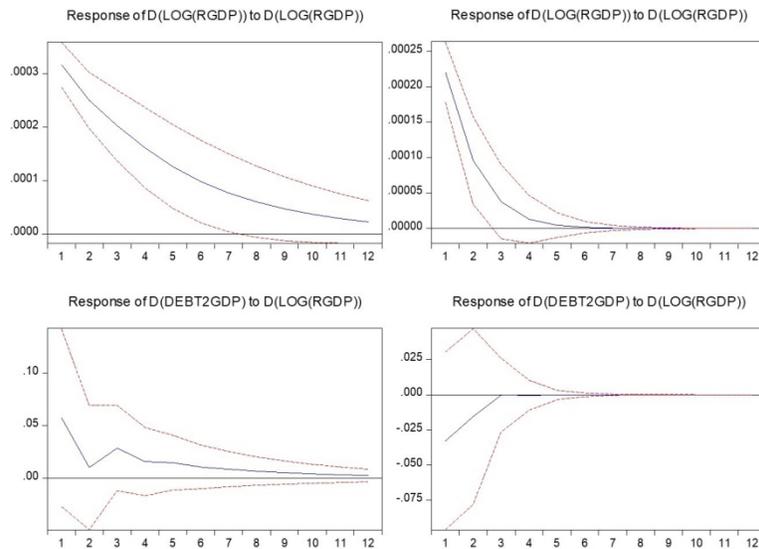
## 4 Pembahasan Hasil Analisis IRF dan FEVD

### 4.1 IRF

Tujuan utama dari bagian ini adalah untuk mengevaluasi bagaimana pengaruh guncangan variabel-variabel makroekonomi dan keseimbangan primer terhadap rasio utang pemerintah di Indonesia. Pada kedua periode observasi, pengaruh guncangan ini sangat bervariasi dalam beberapa bulan.

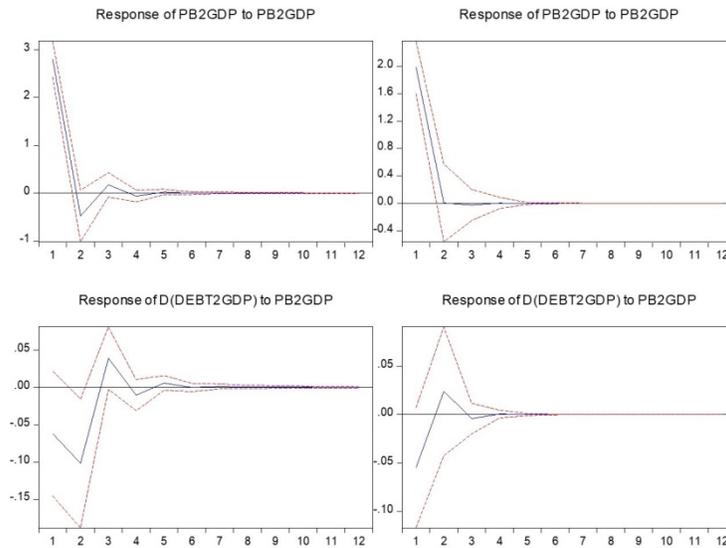
Gambar 5 menunjukkan guncangan satu standar deviasi pertumbuhan ekonomi direspon negatif oleh perubahan rasio utang pemerintah (yang berarti terjadi pengurangan rasio utang) pada periode observasi 2, tetapi direspon positif variabel tersebut pada

periode observasi 1. Ini berarti bahwa perubahan rasio utang bersifat *procyclical* pada periode 1–kenaikan pertumbuhan ekonomi direspon dengan penambahan utang, melebihi kenaikan pertumbuhan ekonomi sehingga secara keseluruhan, rasio utang juga bertambah.



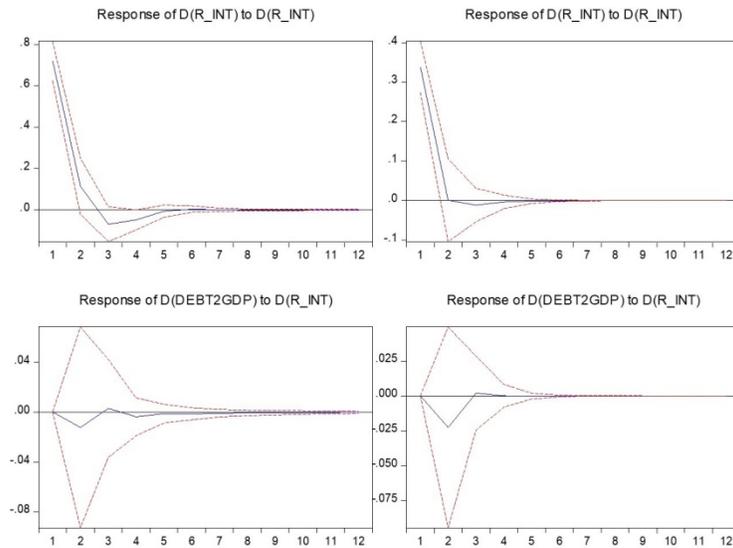
Gambar 5: Respon perubahan rasio utang terhadap guncangan pertumbuhan ekonomi. Sumber: hasil estimasi. Catatan: panel kiri menunjukkan respon pada periode 2005:3-2014:9 dan panel kanan menunjukkan respon pada periode 2014:10-2019:3. Garis merah menunjukkan  $\pm 2$  standar error.

Pada Gambar 6, respon rasio utang terhadap keseimbangan primer terlihat sangat mirip pada kedua periode observasi. Guncangan keseimbangan primer menyebabkan rasio utang pemerintah satu dan dua bulan setelah guncangan dan efek ini hilang setelah bulan keempat. Temuan ini sesuai dengan hasil kajian Anaya and Pienkowski (2015). Akan tetapi, efek dari guncangan keseimbangan primer dalam kajian ini sifatnya sangat temporer.



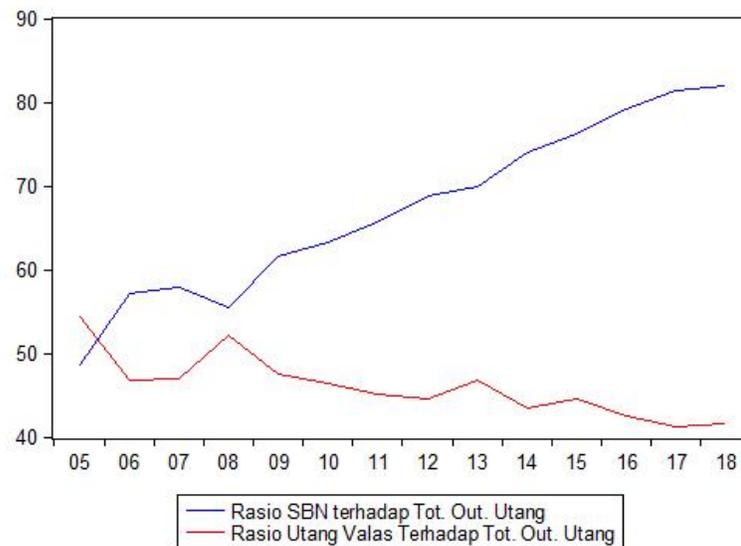
Gambar 6: Respon perubahan rasio utang terhadap guncangan keseimbangan primer. Sumber: hasil estimasi. Catatan: panel kiri menunjukkan respon pada periode 2005:3-2014:9 dan panel kanan menunjukkan respon pada periode 2014:10-2019:3. Garis merah menunjukkan  $\pm 2$  standar error.

Gambar 7 menunjukkan respon perubahan rasio utang pemerintah terhadap guncangan suku bunga riil. Pada kedua periode observasi, satu bulan setelah terjadi guncangan, guncangan positif suku bunga riil menyebabkan rasio utang pemerintah berkurang. Pengaruh ini terlihat tidak biasa karena tingginya pembiayaan utang (karena meningkatnya suku bunga) seharusnya memperberat defisit APBN, yang pada akhirnya menambah besarnya perubahan rasio utang pemerintah. Akan tetapi, Melecky and Melecky (2011) dalam penelitiannya menemukan bahwa peningkatan biaya pembayaran utang akan direspon oleh pemerintah dengan berbagai kebijakan untuk mengurangi rasio utang terhadap PDB. Karena IRF bersifat simetris, pola ini juga berarti bahwa guncangan negatif suku bunga riil akan mengakibatkan kenaikan rasio utang pemerintah. Dalam kasus ini, murahnya biaya pembiayaan melalui utang, dimanfaatkan oleh pemerintah untuk menambah defisit yang berarti perubahan rasio utang menjadi positif.



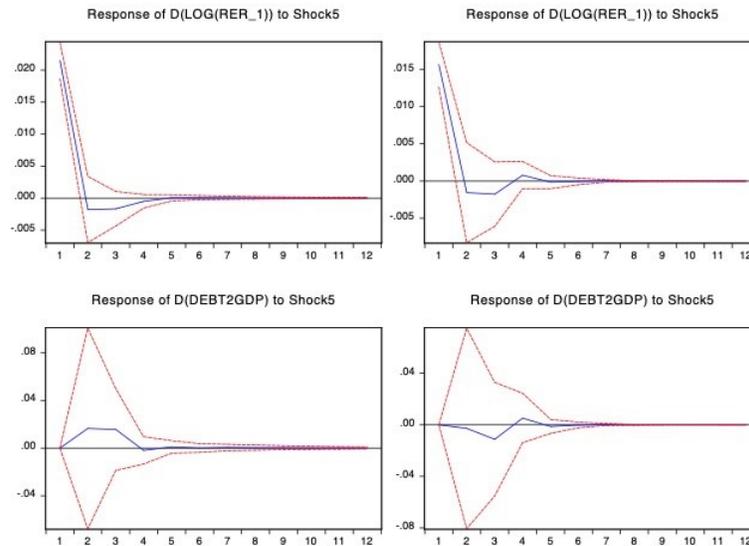
Gambar 7: Respon perubahan rasio utang terhadap guncangan perubahan suku bunga riil. Sumber: hasil estimasi. Catatan: panel kiri menunjukkan respon pada periode 2005:3-2014:9 dan panel kanan menunjukkan respon pada periode 2014:10-2019:3. Garis merah menunjukkan  $\pm 2$  standar error.

Selain itu, perbedaan respon pada kedua periode dikarenakan komposisi Surat Berharga Negara (SBN) dalam utang pemerintah semakin dominan pada periode 2 dibandingkan dengan periode 1. Pada tahun 2005, komposisi SBN terhadap utang pemerintah pusat sebesar 48,6 persen dan terus meningkat hingga mencapai 81,9 persen pada tahun 2018 (lihat Gambar 8).



Gambar 8: komposisi *outstanding* pemerintah pusat tahun 2005-2018. Sumber: Kemenkeu

Gambar 9 menunjukkan, pada periode observasi pertama, guncangan positif nilai tukar riil direspon positif oleh rasio utang pemerintah dan pola ini terlihat berlawanan dengan intuisi. Pada periode observasi ini, depresiasi nilai tukar menyebabkan porsi dari total rasio utang pemerintah dalam mata uang asing bertambah secara permanen sehingga meningkatkan beban pembayaran utang. Sementara itu pada periode 2, depresiasi nilai tukar riil direspon dengan penurunan rasio utang pemerintah. Hal ini disebabkan rasio utang denominasi valas terhadap total utang pemerintah. Pada tahun 2005, rasio utang denominasi valas terhadap total utang pemerintah sebesar 54,3 persen dan turun sampai 41,6 persen pada tahun 2018 (lihat Gambar 8).



Gambar 9: Respon perubahan rasio utang terhadap guncangan perubahan nilai tukar riil (IDR/USD). Sumber: hasil estimasi. Catatan: panel kiri menunjukkan respon pada periode 2005:3-2014:9 dan panel kanan menunjukkan respon pada periode 2014:10-2019:3. Garis merah menunjukkan  $\pm 2$  standar error.

## 4.2 Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)

FEVD digunakan untuk melihat berapa persen kontribusi masing-masing guncangan terhadap variasi variabel tertentu dan untuk menelaah sumber-sumber fluktuasi pada suatu variabel. Dengan analisis ini, kita bisa melihat variabel apa saja yang paling dominan mempengaruhi variasi dari perubahan rasio utang pemerintah.

Secara umum, analisis FEVD menunjukkan bahwa perubahan rasio utang pemerintah dalam frekuensi bulanan merupakan variabel yang eksogen–variasinya tidak banyak dijelaskan oleh variabel-variabel lain. Tabel 4 dan 5 menunjukkan bahwa sumber penting dari variasi dari perubahan rasio utang pemerintah adalah guncangan perubahan rasio utang pemerintah itu sendiri. Pada periode observasi 1, guncangan perubahan rasio utang pemerintah menjelaskan 96,53-90,51 persen variasi perubahan rasio utang

pemerintah pada bulan pertama hingga ke-24. Guncangan pertumbuhan ekonomi dan keseimbangan primer cukup besar menjelaskan variasi perubahan rasio utang pemerintah dalam jangka panjang (24 bulan), yaitu 2,22 dan 7,08 persen, diban-dingkan suku bunga dan nilai tukar riil–yang sebesar 0,08 dan 0,09 persen pada periode 24 bulan.

Pada periode observasi 2, guncangan perubahan rasio utang pemerintah menjelaskan 92,51-90,34 persen variasi perubahan rasio utang pemerintah pada bulan pertama hingga ke24. Seperti periode observasi 1, guncangan pertumbuhan ekonomi dan keseimbangan primer cukup besar menjelaskan variasi perubahan rasio utang pemerintah dalam jangka panjang (24 bulan), yaitu 2,31 dan 6,28 persen. Pada periode observasi ini, kontribusi guncangan suku bunga dan nilai tukar riil terhadap perubahan rasio utang pemerintah menjadi lebih penting, yaitu sebesar 0,90 dan 0,14 persen pada periode 24 bulan, relatif terhadap kontribusinya pada periode observasi 1.

Perubahan komposisi utang pemerintah, baik dalam bentuk utang (yaitu pinjaman atau surat utang negara, SUN), maupun komposisi mata uang domestik dan valas dalam SUN dapat menjelaskan mengapa kontribusi suku bunga dan nilai tukar riil meningkat. Pada periode observasi 1, komposisi pinjaman dan SUN adalah 38,76 persen dan 61,24 persen. Sedangkan pada periode observasi 2, persentase SUN meningkat menjadi 78,70 persen dan porsi valas dalam SUN juga meningkat, dari 13,61 persen menjadi 26,94 persen pada periode observasi 2. Kenaikan porsi SUN dan SUN dalam mata uang asing dalam komposisi utang pemerintah berarti perubahan rasio utang akan lebih banyak dipengaruhi oleh suku bunga dan nilai tukar riil.

---

Period	S.E.	d(log(rgdp d11))	pb2gdp	d(debt2gdp)	d(r int)	d(log(rer))
1	0.000317	1.607273	1.860579	96.53215	0.000000	0.000000
2	0.000410	1.546283	6.438474	91.89559	0.068484	0.051167
3	0.000464	1.892980	7.055888	90.91376	0.071653	0.065722
4	0.000494	1.999192	7.087416	90.75512	0.077987	0.080283

5	0.000512	2.092504	7.096381	90.64649	0.078680	0.085947
6	0.000522	2.141657	7.092420	90.59667	0.079600	0.089652
7	0.000528	2.173641	7.091006	90.56356	0.079924	0.091871
8	0.000532	2.192706	7.089708	90.54412	0.080169	0.093302
9	0.000534	2.204539	7.089009	90.53197	0.080312	0.094173
10	0.000536	2.211752	7.088554	90.52458	0.080405	0.094707
11	0.000537	2.216181	7.088283	90.52004	0.080461	0.095032
12	0.000537	2.218892	7.088114	90.51727	0.080495	0.095231
13	0.000537	2.220553	7.088012	90.51557	0.080516	0.095353
14	0.000538	2.221571	7.087949	90.51452	0.080528	0.095428
15	0.000538	2.222195	7.087910	90.51389	0.080536	0.095474
16	0.000538	2.222577	7.087886	90.51349	0.080541	0.095502
17	0.000538	2.222811	7.087872	90.51325	0.080544	0.095519
18	0.000538	2.222954	7.087863	90.51311	0.080546	0.095530
19	0.000538	2.223042	7.087858	90.51302	0.080547	0.095536
20	0.000538	2.223096	7.087854	90.51296	0.080548	0.095540
21	0.000538	2.223129	7.087852	90.51293	0.080548	0.095542
22	0.000538	2.223149	7.087851	90.51291	0.080548	0.095544
23	0.000538	2.223162	7.087850	90.51289	0.080548	0.095545
24	0.000538	2.223169	7.087850	90.51289	0.080549	0.095545

Tabel 3: Kontribusi kesalahan prakiraan variabel-variabel terhadap perubahan rasio utang pemerintah, 2005:3-2014:9. Sumber: estimasi penulis.

Period	S.E.	d(log(rgdp d11))	pb2gdp	d(debt2gdp)	d(r int)	d(log(rer))
1	0.000221	1.990771	5.495822	92.51341	0.000000	0.000000
2	0.000244	2.324313	6.270134	90.40533	0.896532	0.103688
3	0.000248	2.319710	6.286121	90.34742	0.901544	0.145208
4	0.000249	2.319865	6.286173	90.34469	0.901497	0.147772
5	0.000249	2.319983	6.286151	90.34448	0.901585	0.147803
6	0.000249	2.319991	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
7	0.000249	2.319992	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
8	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
9	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
10	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
11	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803

12	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
13	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
14	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
15	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
16	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
17	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
18	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
19	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
20	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
21	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
22	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
23	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803
24	0.000249	2.319993	6.286150	90.34447	0.901585	0.147803

Tabel 4: Kontribusi kesalahan prakiraan variabel-variabel terhadap perubahan rasio utang pemerintah, 2014:10-2019:3. Sumber: estimasi penulis.

## 5 Kesimpulan dan Rekomendasi

Kajian ini bertujuan untuk mempelajari faktor-faktor yang mempengaruhi perubahan rasio utang pemerintah Indonesia. Dengan menggunakan data bulanan untuk periode observasi Maret 2005 hingga September 2014 dan Oktober 2014 hingga Maret 2019, analisis IRF menunjukkan bahwa respon rasio utang pemerintah terhadap keseimbangan primer dan beberapa variabel makroekonomi tampak bervariasi dalam beberapa bulan. Ada beberapa hasil yang menarik dari analisis tersebut: *Pertama*, pada periode observasi 1, guncangan pertumbuhan ekonomi direspon positif oleh rasio utang pemerintah. Ini berarti akumulasi utang yang timbul dari guncangan tersebut, lebih besar dari kenaikan pertumbuhan ekonomi. *Kedua*, guncangan positif suku bunga riil meninggalkan efek negatif pada rasio utang pemerintah pada semua periode observasi. Pada saat biaya dari pembiayaan utang meningkat, pemerintah merespon dengan berbagai kebijakan untuk mempertahankan bahkan mengurangi rasio utang terhadap PDB. *Ketiga*, pada periode observasi pertama, respon rasio utang pemerintah terhadap nilai tukar riil menunjukkan bahwa pelemahan nilai tukar rupiah mengakibatkan rasio utang pemerintah

bertambah–berbeda dengan respon periode 2 dimana pelemahan rupiah mengakibatkan rasio utang berkurang. Hal ini dijelaskan oleh rasio utang denominasi valas terhadap total utang pemerintah yang terus turun.

Dari analisis FEVD, dapat disimpulkan bahwa rasio utang pemerintah dalam frekuensi bulanan dapat dianggap seperti variabel eksogen karena memiliki kontribusi paling besar terhadap variasi dirinya sendiri. Guncangan pertumbuhan ekonomi, keseimbangan primer, suku bunga riil, dan nilai tukar riil sangat kecil proporsinya dalam menjelaskan variasi dari rasio utang pemerintah. Akan tetapi, kontribusi dari suku bunga dan nilai tukar riil pada variasi rasio utang meningkat signifikan pada periode observasi 2, relatif pada periode observasi pertama.

Berdasarkan hasil temuan studi ini, berikut ini rekomendasi kebijakan terhadap pengelolaan utang:

- Utang pemerintah yang bersifat eksogen menunjukkan diskresi pemerintah berperan penting dalam pengelolaan utang. Oleh karena itu, pemerintah dalam mengelola utang perlu mempertimbangkan prinsip kehati-hatian (*prudent*) dan keselarasan dengan kebijakan makro fiskal.
- Pertumbuhan utang harus diselaraskan dengan pertumbuhan PDB nominal agar risiko utang tetap terkendali.
- Pengelolaan utang pemerintah perlu memperhatikan pergerakan *suku bunga riil*, nilai tukar riil, dan komposisi utang agar risiko utang dari suku bunga dan valas tetap terkendali.
- Strategi yang dapat dilakukan dalam mencapai *debt sustainability* adalah tercapainya kondisi *intertemporal solvency*, yaitu keadaan dimana *present value* dari jumlah keseimbangan primer di masa yang akan datang dapat membiayai stok utang pemerintah saat ini. Langkah yang lebih tepat dapat dilakukan untuk mencapai kondisi tersebut adalah melalui optimalisasi pendapatan bukan dengan mengurangi belanja.

## References

- Anaya, P. and A. Pienkowski (2015): "What Really Drives Public Debt: A Holistic Approach," IMF Working Paper No. WP/15/137.
- Belguith, S. O. and H. Omrane (2017): "Macroeconomic Determinants of Public Debt Growth: A Case Study for Tunisia," *Theoretical and Applied Economics*, XXIV, 161–168.
- Chow, G. C. and A. I. Lin (1971): "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series," *The Review of Economics and Statistics*, 53, 372–375.
- Cooray, A., R. Dzhumashev, and F. Schneider (2017): "How Does Corruption Affect Public Debt? An Empirical Analysis," *World Development*, 90, 115–127.
- Edwards, S. and G. Tabellini (1991): "Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries," *Journal of International Money and Finance*, 10, 516–548.
- Enders, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Inc.
- Karan, A. (2013): "Quarterly Output Indicator Series for Fiji," Economic Group, Reserve Bank of Fiji, EGWP, 1.
- Lahari, W., A. A. Haug, and A. Garces-Ozanne (2011): "Estimating quarterly GDP Data for the South Pacific Island Nations," *The Singapore Economic Review*, 56, 97–115.
- Levine, R. (2011): "The Political and Institutional Determinants of Fiscal Adjustment: Entering and Exiting Fiscal Distress," *European Journal of Political Economy*, 27, 17–35.
- Melecky, A. and M. Melecky (2011): "Analyzing the Impact of Macroeconomic Shocks on Public Debt: An Application of the Czech Republic," MPRA Paper No. 34114.

Ng'ang'a, W., J. Chevallier, and S. Ndiritu (2019): "Primary balance dynamics and public debt sustainability in Kenya," Working Papers halshs-02120613, HAL.

Wickens, M. (2008): *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*, Princeton University Press.

## Lampiran A. Prior Studies on Determinants of Government Debt Stock

Authors	Year	Title	Sample/Country	Result
Lane, P. R.  <i>Topics in Macroeconomics</i>  Cross-sectional and panel data analysis  <a href="https://www.degruyter.com/view/j/bejm.2004.4.1/bejm.2004.4.1.1152/bejm.2004.4.1.1152.xml">https://www.degruyter.com/view/j/bejm.2004.4.1/bejm.2004.4.1.1152/bejm.2004.4.1.1152.xml</a>	2004	Empirical Perspectives on Long-Term External Debt	87 developing countries, 1970 – 1995	By using different specification, a positive partial correlation between trade openness and the level of external debt is consistently significant.
Budina, N.; Fiess, N.  <i>World Bank</i>  <a href="http://siteresources.worldbank.org/INTDEBTDEPT/Resources/468980-1225740508953/MACCaseStudiesMar05.pdf">http://siteresources.worldbank.org/INTDEBTDEPT/Resources/468980-1225740508953/MACCaseStudiesMar05.pdf</a>	2005	Public Debt and Its Determinants in Market Access Countries	31 market access countries (MACs), 1990 – 2003	From the cumulative debt composition of 21 MACs, primary fiscal balance and real GDP growth will reduce the debt while real interest rate and real exchange rate will increase debt.  In Indonesia, primary fiscal surplus and economic growth contributes to a decline in nation's debt.
Burger, J. D.; Warnock, F. E.  IMF Staff papers  <a href="https://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2006/03/pdf/burger.pdf">https://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2006/03/pdf/burger.pdf</a>	2006	Local Currency Bond Markets	49 countries	Countries with better inflation performance are proven to have larger local currency bond markets and rely less on foreign currency bond. It is suggested for countries which have poor inflation performance (e.g. Indonesia) to address deficient creditor laws and policies to enlarge the local currency bond market which will reduce currency mismatch and lessen the plausibility of future crises.

Bandiera, L.  SSRN Paper  <a href="https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1143511">https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1143511</a>	2008	Public Debt and Its Determinants in Low Income Countries – Results from 7 Country Case Studies	17 Low Income Countries (LIC), 1990 - 2003	Primary fiscal surpluses, real GDP growth, real interest rate, and real exchange rate appreciation reduce debt ratio.
Aizenman, J.; Marion, N.  <i>National Bureau of Economic Research</i>  <a href="https://www.nber.org/papers/w15562.pdf">https://www.nber.org/papers/w15562.pdf</a>	2009	Using Inflation to Erode the U.S. Public Debt	The United States, 1946 – 2009	A moderate inflation of 6% could reduce the debt to GDP ratio by 20% within 4 years.
Colombo, E.; Longoni, E.  <i>Working Papers</i>  Pooled OLS, pooled IV, fixed effects, and GMM  <a href="https://core.ac.uk/download/pdf/6461622.pdf">https://core.ac.uk/download/pdf/6461622.pdf</a>	2009	The Politics of External Debt in Developing Countries	61 developing countries, 1970 – 2000	External debt is positively associated with trade openness.

Escolano, J.  <i>International Monetary Fund</i>  <a href="https://www.imf.org/external/pubs/ft/tnm/2010/tnm1002.pdf">https://www.imf.org/external/pubs/ft/tnm/2010/tnm1002.pdf</a>	2010	A Practical Guide to Public Debt Dynamics, Fiscal Sustainability, and Cyclical Adjustment of Budgetary Aggregates	-	The evolution of debt ratio is affected by real interest rate, real growth, and fiscal adjustment. Inflation affects the debt ratio is limited to lower the real interest rate paid by the government since higher nominal interest rate associated with higher inflation will completely offset the decrease in the real value of the debt.
---	------	---	---	--

Nickel, C.; Rother, P.; Zimmermann, L.  <i>ECB Working Papers</i>  <a href="https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1241.pdf?426ae4498cddb975566f7a47f6900ef8">https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1241.pdf?426ae4498cddb975566f7a47f6900ef8</a>	2010	Major Public Debt Reductions: Lessons from the Past, Lesson for the Future	EU-15 member states, 1985 – 2009	Major debt reductions are mostly driven by three factors: (1) fiscal consolidation efforts focused on lowering government expenditure, particularly on cutting social benefits and public wages; (2) robust real GDP growth, and (3) high debt servicing costs as a strong incentive for governments to consolidate forcefully.
Hall, G. J.; Sargent, T. J.  <i>National Bureau of Economic Research</i>  <a href="https://www.nber.org/papers/w15702.pdf">https://www.nber.org/papers/w15702.pdf</a>	2011	Interest Rate Risk and Other Determinants of Post-WWII US Government Debt/ GDP Dynamics	The United States, 1941 – 2009	A total drop by 54.9% in debt-GDP ratio from 1945 to 1974 is 12.5% caused by negative real returns via inflation, 21.6% due to real GDP growth, and 20.8% from primary surpluses.
Sinha, P.; Arora, V.; Bansal, V.  <i>Munich Personal RePEc Archive</i>  <i>Panel data analysis</i>  <a href="https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32079/1/Determinants_of_Public_Debt_for_middle_income_and_high_income_group_countries_using_Panel_Data_regression.pdf">https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32079/1/Determinants_of_Public_Debt_for_middle_income_and_high_income_group_countries_using_Panel_Data_regression.pdf</a>	2011	Determinants of Public Debt for Middle Income and High Income Group Countries using Panel Data Regression	31 countries, 1993 – 2008 (high income) and 1980 – 2008 (middle income)	For both groups, GDP growth is the main determinant of public debt, followed by central government expenditure, education expenditure, and current account balance. FDI and inflation are found to have no impact on high income countries but they are influential on middle income countries. Population density and population above 65 years of age do not have any impact for both groups.

Mota, P. R.; Fernandes, A. L. C.; Nicolescu, A.  <i>FEP Working Papers</i>  Panel data analysis (fixed effects)  <a href="https://pdfs.semanticscholar.org/9460/95bb653eb6f6cb0bb339e063865372788f98.pdf">https://pdfs.semanticscholar.org/9460/95bb653eb6f6cb0bb339e063865372788f98.pdf</a>	2012	The Recent Dynamics of Public Debt in the European Union: A Matter of Fundamentals or the Result of a Failed Monetary Experiment?	27 EU countries, 2000 – 2011 (quarterly)	Debt to GDP ratio falls when primary budget balance and real GDP growth increases and real interest rate declines.
--	------	---	--	--

Zakaria, M. <i>Doğuş Üniversitesi Dergisi</i> Generalized Method of Moments (GMM) <a href="http://journal.dogus.edu.tr/index.php/duj/article/view/303/pdf_32">http://journal.dogus.edu.tr/index.php/duj/article/view/303/pdf_32</a>	2012	Interlinkages Between Openness and Foreign Debt in Pakistan	Pakistan, 1972 – 2010 (quarterly)	Trade openness, terms of trade, fiscal deficit, and inflation affect foreign debt positively while foreign exchange reserves and FDI affect foreign debt negatively.
Pirtea, M.G.; Nicolescu, A.; Mota, P. R. <i>Transylvanian Review of Administrative Sciences</i> <a href="http://rtsa.ro/tras/index.php/tras/article/view/117/113">http://rtsa.ro/tras/index.php/tras/article/view/117/113</a>	2013	An Empirical Study on Public Debt's Determinants: Evidence from Romania	Romania, 2000 – 2011 (quarterly)	Primary surplus contributes to debt reduction, while higher real interest rate and lower real GDP growth rate increase the level of debt.

Abbas, S. A.; Akitoby, B.; Andritzky, J.; Berger, H.; Komatsuzaki, T.; Tyson, J. <i>International Monetary Fund</i> <a href="https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2014/EurBook/pdf/4.pdf">https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2014/EurBook/pdf/4.pdf</a>	2014	Reducing Public Debt When Growth Is Slow	30 countries, 1980 – 2011	Real GDP growth and inflation reduce the debt ratio by 2% and 1.6% of GDP, while interest expenditure rises the debt ratio by 3% of GDP. In general, debt reductions would be larger when growth rate is high and interest rate is low.
Akitoby, B.; Komatsuzaki, T.; Binder, A. <i>IMF Working Paper WP/14/96</i> Simulation <a href="https://pdfs.semanticscholar.org/0e3e/d921648cb2717af26ef48af62e5b44e76ba3.pdf">https://pdfs.semanticscholar.org/0e3e/d921648cb2717af26ef48af62e5b44e76ba3.pdf</a>	2014	Inflation and Public Debt Reversals in the G7 Countries	G7 countries	Higher inflation could help to reduce public debt-to-GDP ratio. From the simulation, a rise in inflation by 6% for the next five years reduces debt ratio by 11%-14%.
Dumitrescu, B. A. <i>Procedia Economics and Finance</i> <a href="https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00092-6">https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00092-6</a>	2014	The Public Debt in Romania - Factors of Influence, Scenarios for the Future and a Sustainability Analysis Considering Both a Finite and Infinite Time Horizon	Romania, 2002 – 2012 (yearly)	Primary balance and nominal interest rate are the main factor contributing to higher public debt. In contrary, inflation and economic growth will reduce public debt.
Kızılgöl, Ö. A.; İpek, E. <i>International Econometric Review</i>	2014	An Empirical Evaluation of the Relationship between Trade Openness and External Debt:	Turkish, 1990 – 2012 (quarterly)	From the ARDL analysis, trade openness and inflation have a significant positive effect on external debt in the short and long run. From the GMM, trade openness would rise external

ARDL Analysis and GMM Method  <a href="http://www.era.org.tr/makaleler/16030088.pdf">http://www.era.org.tr/makaleler/16030088.pdf</a>		Turkish Case		debt, while reserves and FDI decrease external debt.
Bon, N. V.  <i>Asian Journal of Empirical Research</i>  Difference Panel GMM  <a href="http://www.aessweb.com/pdf-files/1-159-5(9)2015AJER-128-142.pdf">http://www.aessweb.com/pdf-files/1-159-5(9)2015AJER-128-142.pdf</a>	2015	The Relationship Between Public Debt and Inflation in Developing Countries	60 developing countries, 1990 – 2014	For the whole sample, public debt is negatively correlated with inflation, GDP per capita, government revenue, and positively correlated with private investment and trade openness.  For the sub-sample of 22 Asian countries, public debt is negatively associated with inflation, GDP per capita, government revenue, and trade openness, and positively associated with labor force.
Swamy, V.  <i>Munich Personal RePEc Archive</i>  <i>Panel data analysis</i>  <a href="https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64106/1/MPRA_paper_64106.pdf">https://mpra.ub.uni-muenchen.de/64106/1/MPRA_paper_64106.pdf</a>	2015	Government Debt and Its Macroeconomic Determinants – An Empirical Investigation	252 countries, 1980 – 2009	Real GDP growth, FDI, government expenditure, inflation, and population growth negatively affect the debt, while gross fixed capital formation, final consumption expenditure, and trade openness positively affect the debt.
Gargouri I.; Ksantini, M.  <i>The Romanian Economic Journal</i>	2016	The Determinants of Public Debt	12 European countries, 2000 – 2014	Increased values of bank nonperforming loans, military expenditures, and import will rise the debt ratio, while GDP growth and bank liquid reserve will decrease the debt ratio. The negative effect of inflation and exports are not statistically significant.

Panels Corrected Errors Model (PCSE)  <a href="http://www.rejournal.eu/sites/rejournal.versatech.ro/files/articole/2016-03-30/3346/7majdikasantini.pdf">http://www.rejournal.eu/sites/rejournal.versatech.ro/files/articole/2016-03-30/3346/7majdikasantini.pdf</a>				
Globan, T.; Matošec, M.  <i>Romanian Journal of Economic Forecasting</i>  Panel data analysis  <a href="http://www.ipe.ro/rjef/rjef3_16/rjef3_2016p57-72.pdf">http://www.ipe.ro/rjef/rjef3_16/rjef3_2016p57-72.pdf</a>	2016	Public Debt-to-GDP Ratio in New EU Member States: Cut the Numerator or Increase the Denominator?	13 EU new member states, 2000 – 2015 (quarterly)	The impact of GDP growth is stronger than the impact of a more balanced government budget in reducing public debt growth.

<p>Belguith, S. O.; Omrane, H.</p> <p><i>Theoretical and Applied Economics (TAE)</i></p> <p>VECM Model</p> <p><a href="http://store.ectap.ro/articole/1314.pdf">http://store.ectap.ro/articole/1314.pdf</a></p>	2017	Macroeconomic Determinants of Public Debt Growth: A Case Study for Tunisia	Tunisia, 1986 – 2015	Real interest rate, budget deficit, and trade openness are the main factors contributing to the increase in public debt, while inflation and investment help in reducing the public debt.
<p>Pečarić, M.; Slišković, V.; Kusanović, T.</p> <p><i>Management: Journal of Contemporary Management Issues</i></p>	2018	Public Debt in New EU Member States – Panel Data Analysis and Managerial Implications	11 EU member states, 1995 – 2015	Debt to GDP ratio is found to be negatively affected by real GDP growth, investment, and FDI inflow, and be positively affected by government expenditure and trade openness.
<p>Panel data analysis</p> <p><a href="https://doi.org/10.30924/mjcmi/2018.23.2.81">https://doi.org/10.30924/mjcmi/2018.23.2.81</a></p>				
<p>Theodoropoulou, S.</p> <p><i>European Trade Union Institute (ETUI)</i></p> <p><a href="https://www.etui.org/Publications2/Guides/Managingpublic-debt-in-Europe-anintroductory-guide">https://www.etui.org/Publications2/Guides/Managingpublic-debt-in-Europe-anintroductory-guide</a></p>	2018	Managing Public Debt in Europe: An Introductory Guide	-	The changes in public debt/GDP ratio depends on the changes in government primary budget balance, real GDP growth, and real interest rate paid on existing debt.