



BMEP

Boletim Mensal de Economia Portuguesa

N.º 02 | fevereiro 2019



Gabinete de Estratégia e Estudos
Ministério da Economia

GPEARI

**Gabinete de Planeamento, Estratégia, Avaliação
e Relações Internacionais**

Ministério das Finanças

Ficha Técnica

Título: Boletim Mensal de Economia Portuguesa

Data: fevereiro de 2019

Elaborado com informação disponível até ao dia 28 de fevereiro.

Editores:

Gabinete de Estratégia e Estudos

Ministério da Economia

Rua da Prata, 8

0149-077 Lisboa

Telefone: +351 217 921 372

Fax: +351 217 921 398

URL: <http://www.gee.min-economia.pt>

E-Mail: gee@gee.min-economia.pt

Gabinete de Planeamento, Estratégia, Avaliação e Relações Internacionais

Ministério das Finanças

Av. Infante D. Henrique n.º. 1 – 1.º

0100 – 278 Lisboa

Telefone: +351 21 8823397

Fax: +351 21 8823399

URL: <http://www.gpearl.gov.pt>

ISSN: 1747-9072



(Esta publicação respeita as regras do Acordo Ortográfico da Língua Portuguesa)

Índice

Conjuntura 5

Sumário	7
1. Enquadramento Internacional	11
2. Conjuntura Nacional	15
3. Comércio Internacional	27

Destaques 33

A Tesouraria do Estado	35
------------------------	----

Artigos 39

Em Análise 41

Productivity-Wage Nexus: distributional approach on firms in Portugal	41
A Brief VAR analysis of a CAPB Shock	75
Comércio internacional de mercadorias de Portugal com África (2016 e 2017)	85

Iniciativas e Medidas Legislativas 101

Lista de Acrónimos 107

Conjuntura

Sumário

Enquadramento Internacional

- * No quarto trimestre de 2018, a produção industrial mundial desacelerou para 2,2% em termos homólogos (2,9% no trimestre precedente) devido sobretudo ao abrandamento das economias avançadas. O comércio mundial de mercadorias também recuou associado ao declínio das trocas comerciais tanto das economias avançadas como dos países emergentes; sendo particularmente expressivo para o último caso, nomeadamente da Ásia.
- * Em finais de 2018, assistiu-se a um enfraquecimento da economia global, refletindo as tensões geopolíticas e comerciais, este último, associado à imposição de tarifas alfandegárias às importações dos EUA provenientes da China e, também, no caso da União Europeia, a perturbações temporárias internas associadas ao impacto do novo regulamento europeu sobre emissões de gases, com impacto no sector automóvel. No final de 2018, a taxa de inflação homóloga do conjunto dos países da OCDE acelerou ligeiramente para 2,4% em dezembro de 2018 (2,3% em dezembro de 2017), tendência acompanhada por alguns países emergentes (especialmente Rússia, Índia e Brasil).
- * Os indicadores disponíveis para os EUA no início de 2019 (produção industrial e indicadores de confiança dos consumidores e dos serviços) indicam que a atividade económica pode ter sido afetada negativamente pelos efeitos do encerramento parcial da administração federal (*shutdown*) e pela vaga de frio que assolou o norte do país. Em janeiro de 2019, a taxa de desemprego subiu ligeiramente para 4,0% e, a taxa de inflação homóloga recuou para 1,6% (1,9% em dezembro de 2018).
- * No 4.º trimestre de 2018, o PIB da União Europeia (UE) e da área do euro (AE) desacelerou para 1,4% e 1,2% em termos homólogos reais, respetivamente (1,8% e 1,6%, designadamente, no 3.º trimestre). De acordo com o indicador previsional do Banco de Itália de janeiro de 2019, o PIB trimestral em cadeia da AE continuou a diminuir (+0,2%, no 4.º trimestre de 2018). Em dezembro de 2018, a taxa de desemprego desceu quer para a UE, quer para a AE, para se situar em 6,6% e 7,9%, respetivamente (7,2% e 8,6%, respetivamente, em dezembro de 2017). Em janeiro de 2019, a taxa de inflação homóloga da área do euro desceu para 1,4% (1,5% no mês precedente) refletindo uma desaceleração acentuada dos preços de energia; enquanto se manteve em 1,8% em termos de variação dos últimos 12 meses.
- * Em fevereiro de 2019 e, até ao dia 26, o preço *spot* do petróleo *Brent* prosseguiu a sua trajetória ascendente para se situar, em média, em 64 USD/bbl (57€/bbl), resultando essencialmente do corte de produção da OPEP em janeiro deste ano.
- * As taxas de juro de curto prazo mantiveram-se estáveis para a área do euro em fevereiro de 2019, situando-se em -0,31%, em média, até ao dia 26; enquanto recuaram para os EUA, para se situarem, em média, em 2,68% (2,77% em janeiro).
- * Em fevereiro de 2019, os índices bolsistas internacionais continuaram a evoluir favoravelmente, tendo apresentado uma subida expressiva, traduzindo a expectativa do caráter menos restritivo da política monetária dos EUA; assim como as perspetivas positivas relativamente às negociações comerciais entre a China e os EUA, as quais se vão prolongar para além do dia 1 de março, data em que já não entra em vigor a subida das taxas aduaneiras sobre as importações chinesas (de 10 para 25%).
- * No mercado cambial, o euro face ao dólar situou-se em 1,14 a 26 de fevereiro de 2019, representando uma depreciação de 1,1% face ao final do mês de janeiro (1,15), resultando, em parte, do recente enfraquecimento da economia da área do euro. Igualmente, o euro também tem vindo a depreciar-se face à libra esterlina, num contexto de grande incerteza quanto ao desfecho do *Brexit*.

Conjuntura Nacional

- * As Contas Nacionais Trimestrais do INE para o 4.º trimestre de 2018 apontam para um crescimento homólogo real de 1,7% do PIB (inferior em 0,4 p.p face ao trimestre precedente). No total do ano, o crescimento fixou-se em 2,1% (0,7 p.p. inferior ao registado em 2017).
- * No quarto trimestre de 2018, o consumo privado registou um crescimento de 2,8%, mais 0,5 p.p. do que no terceiro trimestre. A aceleração resulta essencialmente de uma aceleração do consumo de bens correntes, parcialmente compensada por uma desaceleração dos bens duradouros. No total do ano, o consumo privado cresceu 2,5%, mais 0,2 p.p. do que em 2017.
- * Dados relativos ao 4.º trimestre de 2018 indicam que o índice de volume de negócios da indústria de bens de investimento para o mercado nacional registou um crescimento de 5% (8,3% no 3º trimestre de 2018).
- * No 4.º trimestre de 2018, o FBCF registou um crescimento de 3,3%, 1,7 p.p., inferior ao observado no trimestre precedente. Os dados para o ano de 2018 indicam que a FBCF registou um aumento de 4,4% (9,2% no ano anterior).
- * Em 2018, o défice acumulado da balança corrente foi de 1 230 milhões de euros, o que representa uma diminuição de 2 109 milhões de euros em termos homólogos. Este resultado traduz uma deterioração do saldo da balança de bens e de rendimentos primários.
- * No último trimestre de 2018, a taxa de desemprego manteve-se inalterada em 6,7%, mas desceu 1,4 p.p. em termos homólogos. No total do ano, a taxa de desemprego foi de 7% (8,9% em 2017), fruto de um aumento do Emprego em 2,3% e um aumento de 0,3% da população ativa.
- * A variação do IPC, em janeiro, foi de 0,5%, enquanto o IPC subjacente foi 0,8% (mais 0,2 p.p. do que em dezembro). Além disso, no mesmo período, o IPPI registou uma variação positiva de 1,2%, enquanto o IPPI excluindo energia apresentou um crescimento de 1,3%.
- * Em janeiro de 2019, a execução orçamental das Administrações Públicas registou um saldo excedentário em 1.542 milhões de euros, um valor superior em 751 milhões de euros face ao mês de janeiro de 2018. Tal valor resulta do efeito combinado de um crescimento de 10,4% na receita efetiva com uma redução de 1,9% na despesa efetiva. O saldo primário cifrou-se em 1.748 milhões de euros, mais 517 milhões que o observado no período homólogo.
- * Por sectores, a Administração Central apresentou um saldo de 710 milhões de euros, enquanto a Administração Regional e Local apresentou um excedente de 309 milhões de euros (contributos de 100 e 209 milhões de euros, respectivamente). A Segurança Social obteve um saldo de 524 milhões de euros.
- * O subsector Estado registou, no primeiro mês de 2019, um excedente orçamental de 142 milhões, valor que representa uma melhoria de 363 milhões de euros. Por sua vez, o saldo primário apresenta um excedente de 334 milhões de euros, o que corresponde a um aumento de 400 milhões de euros face ao mês homólogo.
- * *Segundo o Banco de Portugal, a dívida das Administrações Públicas (critério de Maastricht) em 2018 fixou-se em 244.931 milhões de euros, o que representa 121,5% do PIB, uma diminuição de 3,2 p.p. do PIB face ao ano anterior.
- * Em janeiro, a dívida direta do Estdo atingiu 246.827 milhões de euros, mais 1.268 milhões de euros que no final do mês anterior. A dívida após cobertura cambial fixou-se em 246.265 milhões de euros.

Comércio Internacional

- * Os **resultados preliminares das estatísticas do comércio internacional** recentemente divulgados¹ apontam para um crescimento homólogo das exportações de mercadorias de 5,3% no ano de 2018. Neste mesmo período, as importações aumentaram 8%, o que levou a um agravamento do défice da balança comercial (fob-cif) de 18,5%, correspondendo a 2 670 milhões de euros. A taxa de cobertura das importações pelas exportações foi de 77,2%, menos 2 p.p. que em igual período de 2017.
- * No ano de 2018, o crescimento homólogo das exportações de mercadorias (5,6%), excluindo os produtos energéticos, foi superior ao crescimento das exportações totais. As importações registaram uma variação homóloga positiva superior ao crescimento das exportações (7,6%), o que levou a um agravamento do saldo negativo da respetiva balança comercial em 17,4%.
- * No último ano a terminar em dezembro de 2018, as exportações de mercadorias cresceram 5,3% em termos homólogos, sendo que a maioria dos grupos contribuiu positivamente para este comportamento. Destaca-se o contributo dos “Material de transp. terrestre e suas partes” (3,1 p.p.), dos “Produtos acabados diversos” (0,6 p.p.) e das “Minérios e metais” (0,6 p.p.).
- * De janeiro a dezembro de 2018, as exportações para o mercado comunitário cresceram, em termos homólogos, 8,1% e contribuíram em 6 p.p. para o crescimento das exportações totais de mercadorias. As exportações para os países da UE-15 registaram uma taxa de variação homóloga positiva de 7,2% e as exportações para os países do Alargamento 22,8%, sendo os respetivos contributos para o crescimento do total das exportações de 5,1 p.p. e 0,9 p.p.. As exportações para Espanha, o principal mercado de destino das exportações portuguesas de mercadorias (25,3% do total de janeiro a dezembro de 2018), registaram o maior contributo Intra UE-15 (1,5 p.p.) para o crescimento das exportações, seguidas das exportações para Itália e França (1 p.p. e 0,8 p.p. respetivamente).
- * No ano de 2018, as exportações para os Países Terceiros registaram uma taxa de variação homóloga negativa (2,7%), passando a representar 24% do total das exportações nacionais (-1,9 p.p. face ao período homólogo). Destaca-se o comportamento positivo das exportações para a Canadá (+15,7%), a Turquia (14,6%) e o México (12,9%).
- * De acordo com os dados da Balança de Pagamentos divulgados para o mês de dezembro de 2018, as Exportações de Bens e Serviços registaram um crescimento homólogo de 5,8% em 2018. A componente de Serviços registou um melhor desempenho relativamente à dos Bens (6,5% e 5,4%, respetivamente). No entanto, a componente de Bens foi a que mais contribuiu para o crescimento do total das exportações (3,5 p.p.).

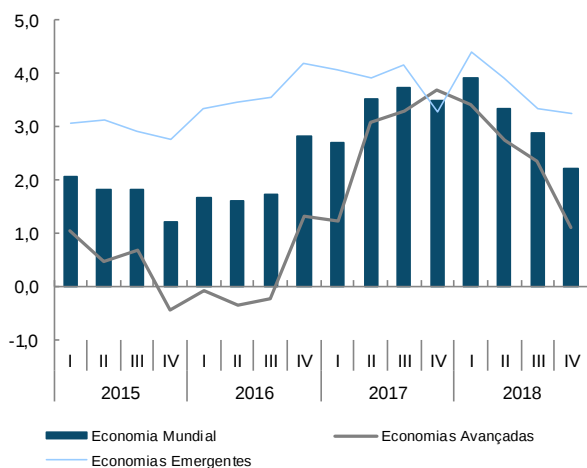
¹ Resultados mensais preliminares de janeiro a dezembro de 2018.

1. Enquadramento Internacional

Atividade Económica Mundial

No 4.º trimestre de 2018, a produção industrial mundial desacelerou para 2,2% em termos homólogos (2,9% no trimestre precedente) devido sobretudo ao abrandamento das economias avançadas.

Figura 1.1. Produção Industrial
(VH, em %)



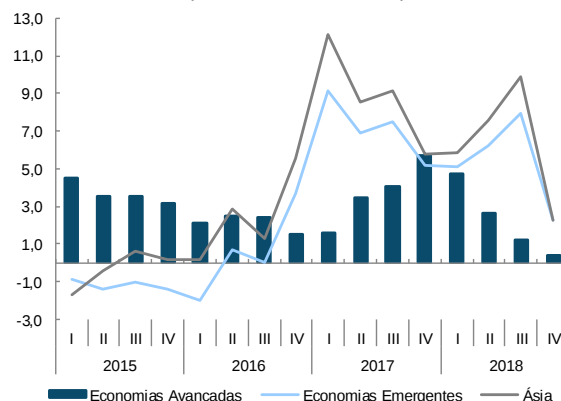
Fonte: CPB.

Para o mesmo período, o comércio mundial de mercadorias recuou de forma acentuada, abrangendo tanto as importações como as exportações mundiais.

De facto, no 4.º trimestre de 2018 e, em termos homólogos reais:

- o comércio mundial abrandou para 1,4% (3,7% no 3.º trimestre);
- as importações e exportações mundiais desaceleraram para 1,1% e 1,8%, respetivamente (3,9% e 3,4%, respetivamente, no 3.º trimestre).

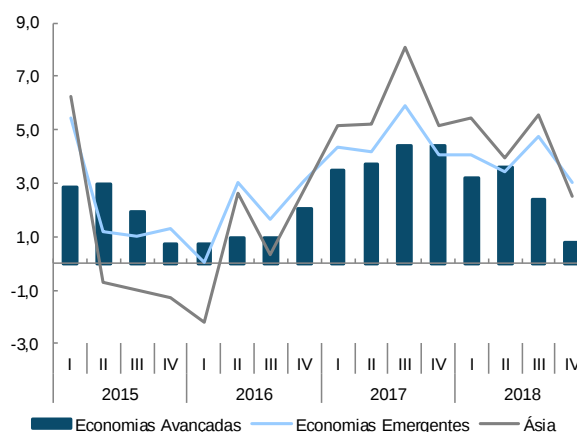
Figura 1.2. Importações de Mercadorias
(VH em volume, em %)



Fonte: CPB.

O declínio das trocas comerciais foi extensível às economias avançadas e aos países emergentes; embora o enfraquecimento tenha sido particularmente acentuado para este último grupo de países, especialmente para a Ásia.

Figura 1.3. Exportações de Mercadorias
(VH em volume, em %)



Fonte: CPB.

Quadro 1.1. Indicadores de Atividade Económica Mundial

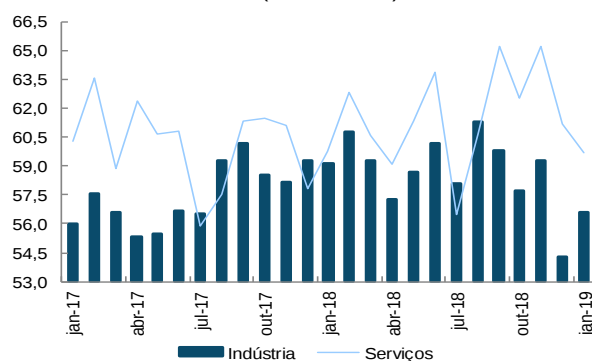
Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018			
				4T	1T	2T	3T	4T		set	out	nov	dez
Índice de Produção Industrial Mundial	VH	CPB	3,1	3,5	3,9	3,4	2,9	2,2		2,6	3,2	2,0	1,5
Economias Avançadas	VH	CPB	2,4	3,7	3,4	2,7	2,4	1,1		2,3	2,4	0,9	0,1
Economias Emergentes	VH	CPB	3,7	3,3	4,4	3,9	3,3	3,2		3,0	4,0	3,0	2,7
Comércio Mundial de Mercadorias	VH	CPB	3,3	4,9	4,2	3,8	3,7	1,4		2,5	5,2	0,7	-1,4
Importações Mundiais	VH	CPB	3,5	5,5	4,9	4,1	3,9	1,1		2,3	4,9	0,5	-1,9
Economias Avançadas	VH	CPB	2,2	5,7	4,8	2,7	1,2	0,4		0,8	2,0	-0,7	-0,1
Economias Emergentes	VH	CPB	5,4	5,2	5,1	6,2	8,0	2,2		4,7	9,3	2,2	-4,5
Exportações Mundiais	VH	CPB	3,1	4,3	3,6	3,5	3,4	1,8		2,7	5,5	0,9	-1,0
Economias Avançadas	VH	CPB	2,5	4,4	3,2	3,6	2,4	0,8		1,8	3,6	0,0	-1,2
Economias Emergentes	VH	CPB	3,8	4,0	4,0	3,4	4,7	3,0		3,9	8,0	2,0	-0,7

Atividade Económica Extra-UE

No 4.º trimestre de 2018, assistiu-se a um abrandamento da atividade económica dos EUA e a um enfraquecimento significativo da economia europeia, em paralelo com uma estagnação do PIB do Japão.

A taxa de inflação para o conjunto da OCDE acelerou ligeiramente para 2,4% em dezembro de 2018 (2,3% em dezembro de 2017) e para alguns países emergentes (Rússia, Índia e Brasil).

Figura 1.4. Indicadores de Confiança Empresarial dos EUA (Índice, em %)

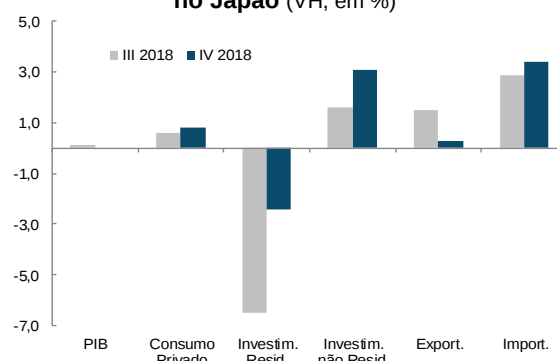


Fonte: ISM.

Nos **EUA**, a atividade económica no início do ano pode ter sido afetada negativamente pelos efeitos do encerramento parcial da administração federal e pela vaga de frio que assolou o norte do país. Assim, em janeiro de 2019, e, em termos homólogos nominais:

- a produção industrial desacelerou para 3,8% (4,1% em dezembro de 2018) apesar do indicador de confiança dos empresários deste sector ter subido;
- o indicador de confiança dos empresários dos serviços diminuiu prolongando o efeito do abrandamento das vendas a retalho no final de 2018;
- a taxa de desemprego subiu ligeiramente para 4% e a taxa de inflação recuou para 1,6% (1,9% em dezembro de 2018).

Figura 1.5. PIB e componentes da Despesa em volume no Japão (VH, em %)

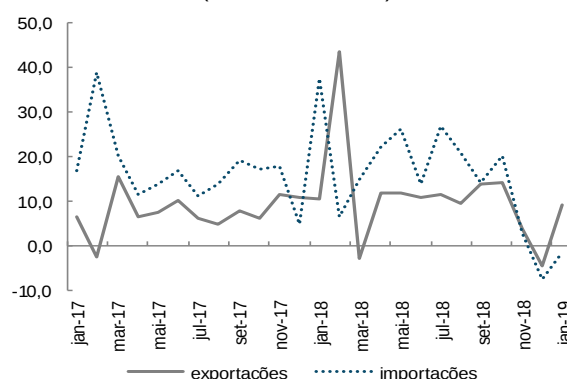


Fonte: Instituto de Estatística do Japão.

No 4.º trimestre de 2018, o PIB do Japão abrandou para 0% em termos homólogos reais (0,1% no 3.º trimestre) devido sobretudo à desaceleração das exportações.

No início de 2019, registou-se uma recuperação das exportações de bens da China, as quais aumentaram para 9,1% em termos homólogos em janeiro (-4,4%, em dezembro de 2018). Esta evolução deveu-se ao forte crescimento das vendas com destino à UE (+14,5%); já que as destinadas aos EUA tornaram a cair, afetadas pelas taxas aduaneiras impostas por esse país.

Figura 1.6. Comércio Externo de Bens da China (VH nominal, em %)



Fonte: OMC.

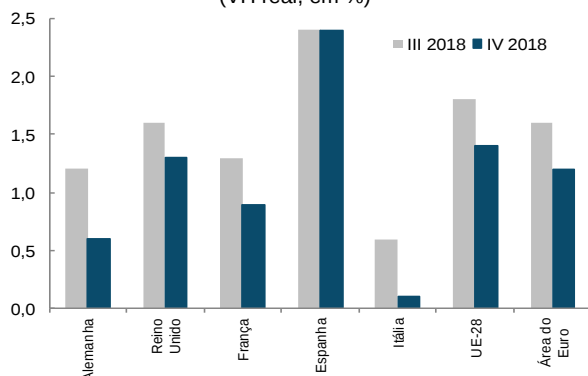
Quadro 1.2. Indicadores de Atividade Económica Extra-UE

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018			2019
				4T	1T	2T	3T	4T		out	nov	dez	jan
EUA – PIB real	VH	BEA	:	2,5	2,6	2,9	3,0	:		-	-	-	-
Índice de Produção Industrial	VH	BGFRS	4,0	3,0	3,4	3,4	5,1	4,3		4,3	4,5	4,1	3,8
Índice ISM da Indústria Transformadora	%	ISM	58,8	58,7	59,7	58,7	59,7	57,1		57,7	59,3	54,3	56,6
Índice ISM dos Serviços	%	"	61,6	60,1	61,1	61,4	60,8	63,0		62,5	65,2	61,2	59,7
Indicador de Confiança dos Consumidores	SRE	Michigan	98,4	98,4	98,9	98,3	98,1	98,1		98,6	97,5	98,3	91,2
Taxa de Desemprego	%	BLS	3,9	4,1	4,1	3,9	3,8	3,8		3,8	3,7	3,9	4,0
China – PIB real	VH	NBSC	6,6	6,7	6,8	6,7	6,5	6,4		-	-	-	-
Exportações	VH	OMC	9,9	9,5	17,1	11,5	11,7	4,6		14,3	3,9	-4,4	9,1
Japão – PIB real	VH	COGJ	0,7	2,4	1,3	1,4	0,1	0,0		-	-	-	-

Atividade Económica da UE

No 4.º trimestre de 2018, o PIB da União Europeia (UE) e da área do euro (AE) desacelerou para 1,4% e 1,2% em termos homólogos reais, respetivamente (1,8% e 1,6%, designadamente, no 3.º trimestre). De acordo com o indicador previsorial do Banco de Itália de janeiro de 2019, o PIB trimestral em cadeia da AE continuou a diminuir (+0,2%, no 4.º trimestre de 2018).

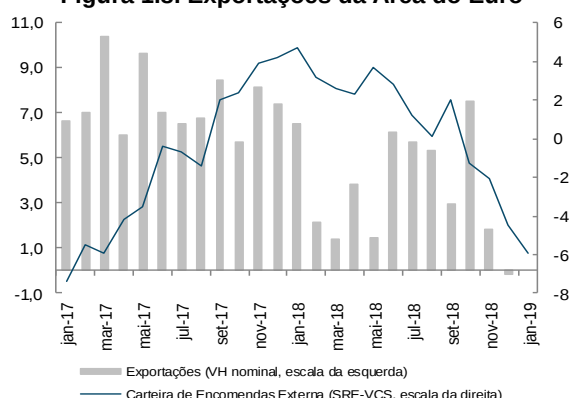
Figura 1.7. PIB da União Europeia
(VH real, em %)



Fonte: Eurostat.

Os indicadores quantitativos para a área do euro no 4.º trimestre de 2018 indicam uma quebra da produção industrial e um abrandamento das exportações de bens; enquanto as vendas a retalho melhoraram.

Figura 1.8. Exportações da Área do Euro



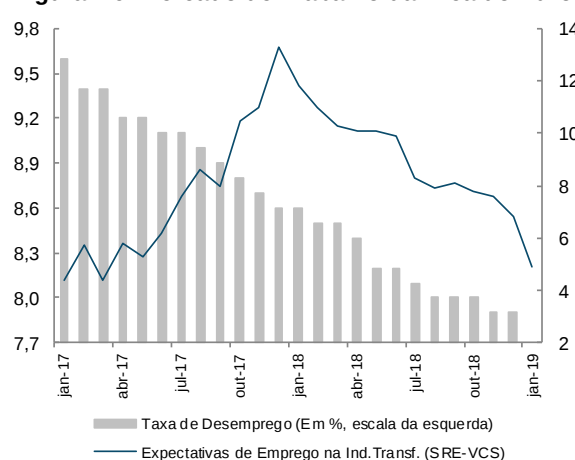
Fontes: Comissão Europeia; Eurostat.

Em janeiro de 2019, o indicador de sentimento económico da UE e da AE diminuiu, prolongando a tendência descendente dos últimos meses, devido à evolução desfavorável da generalidade dos indicadores de confiança, com exceção da construção.

No 4.º trimestre de 2018, a taxa de desemprego desceu quer para a UE, quer para a AE, para se situar em 6,6% e em 7,9%, respetivamente. No conjunto do ano de 2018, este indicador diminuiu em ambas as zonas, para se situar, em média, em 6,9% e 8,2%, respetivamente (7,6% e 9,1%, em 2017).

Em janeiro de 2019, as expectativas dos empresários da área do euro quanto à criação de emprego pioraram para os sectores da indústria transformadora e serviços; enquanto melhoraram para o comércio a retalho e construção.

Figura 1.9. Mercado de Trabalho da Área do Euro



Fontes: Comissão Europeia; Eurostat.

Em janeiro de 2019, a taxa de inflação homóloga da área do euro desceu para 1,4% (1,5% no mês precedente); enquanto se manteve em 1,8% em termos de variação dos últimos 12 meses. Para a diminuição da taxa de inflação homóloga contribuiu a desaceleração dos preços de energia para 2,7% (5,5% em dezembro de 2018).

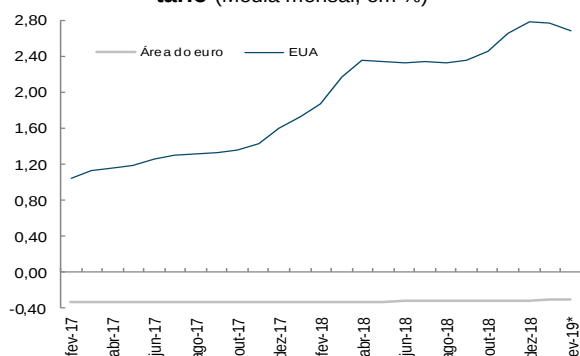
Quadro 1.3. Indicadores de Atividade Económica da UE

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018			2019
				4T	1T	2T	3T	4T		out	nov	dez	jan
União Europeia (UE-28) – PIB real	VH	Eurostat	19	2,6	2,3	2,2	1,8	1,4		-	-	-	-
Indicador de Sentimento Económico	Índice	CE	111,3	113,5	113,1	111,8	111,2	109,0		110,1	109,3	107,5	106,1
Área do Euro (AE-19) – PIB real	VH	Eurostat	18	2,7	2,4	2,2	1,6	1,2		-	-	-	-
Indicador de Sentimento Económico	Índice	CE	111,2	113,7	113,2	111,8	110,9	108,9		109,7	109,5	107,4	106,2
Índice de Produção Industrial	VH	Eurostat	10	4,0	3,2	2,4	0,7	-2,1		10	-3,2	-3,9	:
Índice de Vendas a Retalho	VH real	"	15	19	16	17	11	15		2,5	1,3	0,6	:
Taxa de Desemprego	%	"	8,2	8,7	8,5	8,3	8,0	7,9		8,0	7,9	7,9	:
IHPC	VH	"	18	14	13	17	2,1	19		2,3	1,9	1,5	1,4

Mercados Financeiros e Matérias-Primas

Em fevereiro de 2019, as taxas de juro de curto prazo mantiveram-se estáveis para a área do euro, em -0,31%; enquanto recuaram para os EUA, para se situarem em 2,68%, em média, até ao dia 26 (2,77% em janeiro).

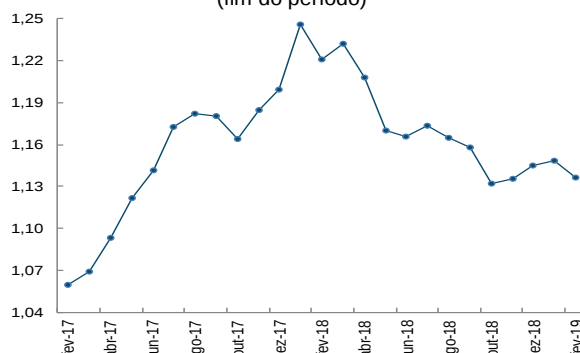
Figura 1.10. Taxa de Juro a 3 meses do mercado monetário (Média mensal, em %)



Fonte: BCE; IGCP. * Média até ao dia 26.

As taxas de juro de longo prazo diminuíram tanto para os EUA como para a área do euro em janeiro de 2019, refletindo um cenário macroeconómico mais incerto e acrescido de tensões geopolíticas globais.

Figura 1.11. Taxa de Câmbio do Euro face ao Dólar (fim do período)



Fonte: Banco de Portugal. Para fevereiro, o valor é do dia 26.

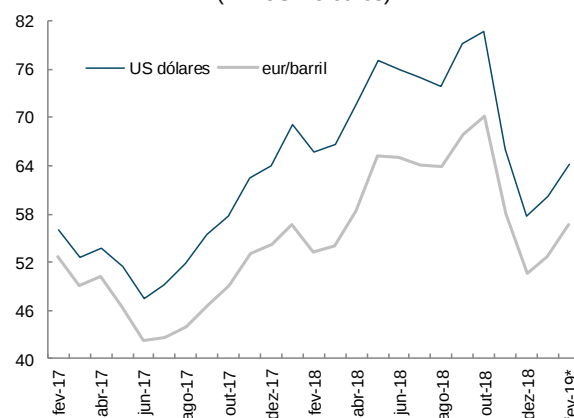
Em fevereiro de 2019, assistiu-se a uma depreciação do euro face ao dólar, tendo atingido 1,14 no dia 26 (1,15, no final de janeiro) refletindo, em parte, o recente enfraquecimento da economia da área do euro.

Igualmente, o euro também tem vindo a depreciar face à libra esterlina, cerca de 1% face ao final do mês de janeiro, num contexto de grande incerteza quanto ao desfecho do *Brexit*.

Em janeiro de 2019, o índice de preços relativo ao preço do petróleo importado baixou para 44,1 (por memória atingiu o valor 100 durante a crise petrolífera de 1979).

Em fevereiro de 2019 e, até ao dia 26, o preço do petróleo *Brent* prosseguiu a sua trajetória ascendente, para se situar em 64 USD/bbl (57 €/bbl), resultando dos cortes de produção da OPEP em janeiro deste ano (em 800 mil barris diários) e a expectativa de redução por parte da Arábia Saudita, a partir de março.

Figura 1.12. Preço médio Spot do Petróleo Brent (Em USD e euros)



Fontes: DGE, IGCP e BP. * Média dos dias 1 a 26.

Quadro 1.4. Indicadores Monetários e Financeiros Internacionais

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2019		
				4T	1T	2T	3T	4T	out	nov	dez	jan
Taxa Euribor a 3 meses*	%	BP	-0,31	-0,33	-0,33	-0,32	-0,32	-0,31	-0,32	-0,32	-0,31	-0,31
Yield OT 10 anos – EUA**	%	Eurostat	2,91	2,37	2,76	2,92	2,93	3,04	3,15	3,12	2,84	2,71
Yield OT 10 anos – Área do euro**	%	"	1,27	0,99	1,16	1,22	1,30	1,39	1,56	1,41	1,21	1,21
Taxa de Câmbio*	Eur/USD	BP	1,145	1,199	1,232	1,166	1,158	1,145	1,132	1,136	1,145	1,149
Dow Jones*	VC	Yahoo	-5,6	10,3	-2,5	0,7	9,0	-11,8	-5,1	17	-8,7	7,2
DJ Euro Stoxx50*	VC	"	-14,3	-2,5	-4,1	10	0,1	-11,7	-5,9	-0,8	-5,4	5,3
Spot do Petróleo Brent em USD/bbl**	USD/bbl	DGEG	7154	6138	67,19	74,90	75,98	68,09	80,61	65,98	57,67	60,19
Spot do Petróleo Brent em USD/bbl**	VH	"	30,6	19,97	22,85	47,09	45,60	10,94	39,8	5,7	-10,0	-12,9
Spot do Petróleo Brent em euros/bbl**	VH	DGEG e BP	24,8	9,8	6,4	35,7	47,1	14,4	43,1	9,2	-6,5	-6,9
Preço Relativo do Petróleo em euros***	1979=100	GEE	53,7	45,6	48,8	54,1	56,7	58,5	63,7	56,0	46,2	44,1

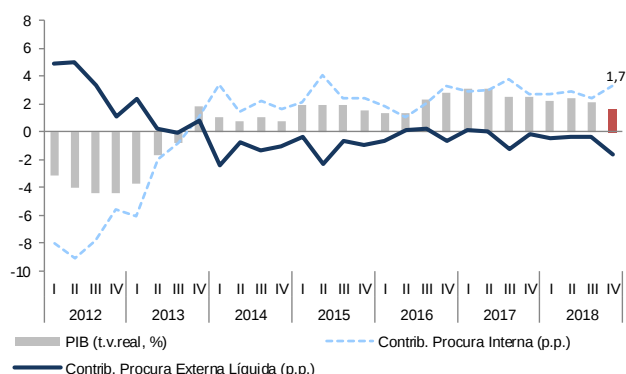
* Fim de período; ** Valores médios; *** Preço Relativo do Petróleo é o rácio entre o preço de importação de ramas de petróleo bruto em euros e o deflator do PIB em Portugal.

2. Conjuntura Nacional

Atividade Económica e Oferta

As Contas Nacionais Trimestrais do INE para o 4.º trimestre de 2018 apontam para um crescimento homólogo real de 1,7% do PIB, menos 0,4 p.p. que no trimestre precedente. Segundo o INE, esta variação resultou de uma redução do contributo da procura externa líquida, em parte compensada pelo crescimento da procura interna (em especial variação de existências). Face ao trimestre precedente registou-se um aumento de 0,4% em termos reais, resultante da desaceleração da procura interna, e um menor contributo negativo da procura externa líquida. No total do ano, o crescimento fixou-se em 2,1% (0,7 p.p. inferior ao registado em 2017).

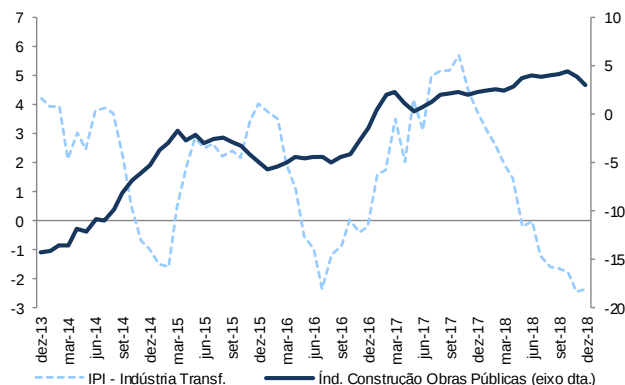
Figura 2.1. Produto Interno Bruto
(VH, %)



Fonte: INE.

No 4.º trimestre de 2018, o Indicador de Atividade Económica do INE manteve-se estável face ao trimestre anterior.

Figura 2.2. Índices de Produção
(VH, MM3)



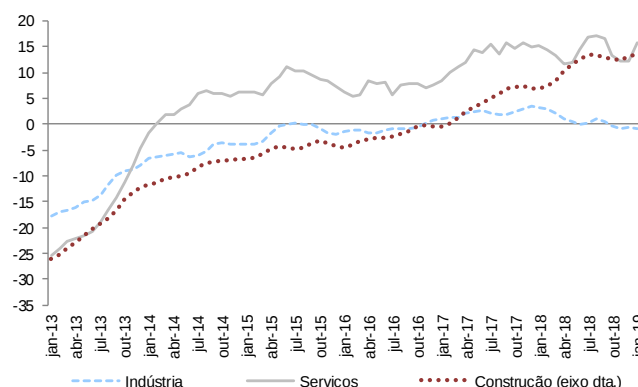
Fonte: INE.

Os dados quantitativos disponíveis relativos ao 4.º trimestre, mostram que, em termos homólogos:

- na indústria transformadora, o índice de produção registou uma redução de 2,3% e o índice de volume de negócios um decréscimo de 0,7% (-1,7% e 3,8% no 3.º trimestre de 2018, respetivamente);
- o índice de produção na construção e obras públicas apresentou um aumento de 3,1%, quando no 3.º trimestre do ano apresentou uma variação de 4,2%;
- o índice de volume de negócios nos serviços apresentou um crescimento face ao período homólogo de 2,5%, porém desacelerando face ao trimestre anterior (-3 p.p.);
- o índice de volume de negócios no comércio a retalho registou um crescimento de 4,6%, um valor superior em 2,2 p.p. face ao observado no 3.º trimestre do ano.

No trimestre terminado em janeiro, assistiu-se a uma melhoria do indicador de confiança da construção e serviços, enquanto que os sectores da indústria e comércio registaram ligeiras deteriorações.

Figura 2.3. Indicadores de Confiança
(SRE, MM3)



Fonte: INE.

Quadro 2.1. Indicadores de Atividade Económica e Oferta

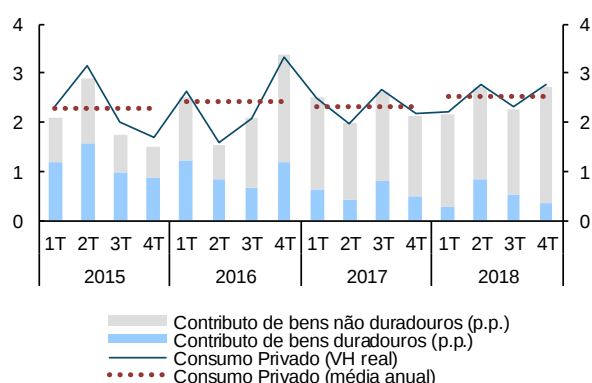
Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018				2019
				4T	1T	2T	3T	4T		set	out	nov	dez	jan
PIB – CN Trimestrais	VH Real	INE	2,1	2,5	2,2	2,5	2,1	1,7		:	:	:	:	:
Indicador de Clima Económico*	SRE-VE	"	2,3	2,0	2,1	2,5	2,5	2,2		2,5	2,5	2,3	2,2	2,1
Indicador de Confiança da Indústria	SRE-VCS	"	0,5	3,5	2,1	0,0	0,4	-0,6		-12	-11	-0,7	0,0	-2,2
Indicador de Confiança do Comércio	"	"	3,3	4,2	3,5	3,5	2,8	3,4		3,9	4,8	2,7	2,8	3,6
Indicador de Confiança dos Serviços	"	"	14,1	14,8	13,2	14,4	16,5	12,2		16,7	8,6	11,7	16,2	19,1
Indicador de Confiança da Construção	"	"	-11,9	-19,0	-16,5	-10,7	-10,3	-10,0		-11,6	-11,2	-10,3	-8,6	-9,3
Índice de Produção Industrial – Ind. Transf.	VH	"	-0,5	3,8	1,9	0,0	-1,7	-2,3		-0,9	-1,2	-5,2	-0,6	:
Índice de Volume de Negócios – Ind. Transf.	"	"	0,6	1,9	-2,1	2,0	3,8	-0,7		5,0	5,2	2,6	-8,3	:
Índice de Volume de Negócios - Serviços	"	"	5,0	5,7	5,5	6,6	5,6	2,5		4,8	5,1	2,3	0,2	:

*valores mensais referem-se à média móvel a 3 meses

Consumo Privado

As Contas Nacionais do INE apontam para que o Consumo Privado tenha registado um crescimento de 2,8% em termos homólogos reais no quarto trimestre, acelerando face aos 2,3% registados no terceiro trimestre. A evolução desta componente do PIB reflete sobretudo uma aceleração do consumo de bens não duradouros (+0,7 p.p.). Na totalidade do ano, o Consumo Privado cresceu 2,5%, +0,2 p.p. do que em 2017.

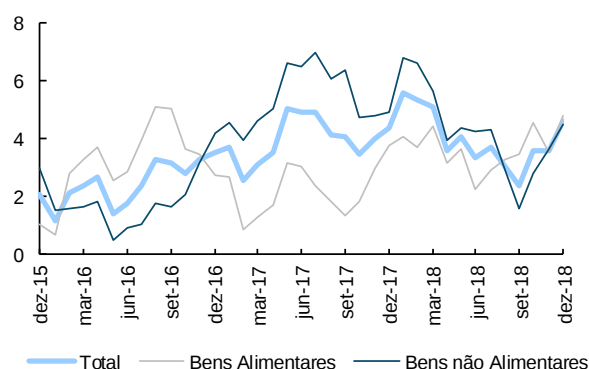
Figura 2.4. Consumo Privado e contributos
(VH, %)



Fonte: INE.

Também no 4.º trimestre do ano, o índice de Volume de Negócios no Comércio a Retalho cresceu 4,6%, traduzindo uma aceleração de 2,2 p.p. face ao terceiro trimestre. Esta tendência foi partilhada tanto pela componente alimentar como pela componente não alimentar. No total do ano, o IVNCR cresceu 3,9%, menos 0,2 p.p. do que em 2017.

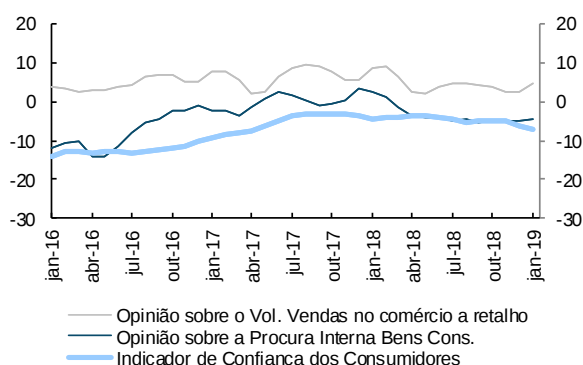
Figura 2.5. Volume de Negócios do Comércio a Retalho
(MM3, VH, %)



Fonte: INE.

Já os indicadores qualitativos, disponíveis até janeiro de 2019, registaram uma evolução mista. O indicador de confiança dos consumidores deteriorou-se nos três meses até janeiro, quando comparado com o quarto trimestre de 2018. Por seu turno, a opinião dos empresários relativa ao volume de negócios no comércio a retalho evoluiu, em igual período, positivamente.

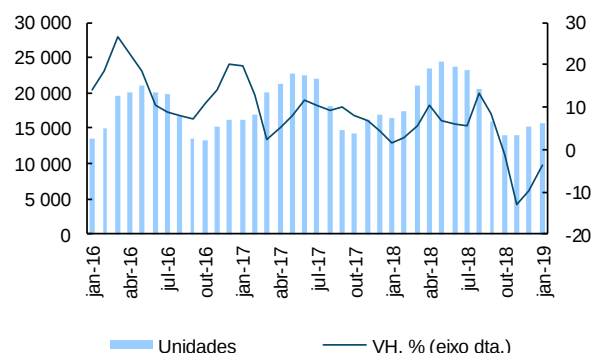
Figura 2.6. Opiniões dos Empresários e Confiança dos Consumidores
(SRE-VE, MM3)



Fonte: INE.

Em janeiro de 2019 foram vendidos 15 684 veículos ligeiros de passageiros, menos 473 unidades do que dezembro, mas um aumento homólogo de 8,3%.

Figura 2.7. Venda de Automóveis Ligeiros de Passa-geiros
(MM3)



Fonte: ACAP.

Quadro 2.2. Indicadores de Consumo Privado

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018				2019
				4T	1T	2T	3T	4T		set	out	nov	dez	jan
Consumo Privado - CN Trimestrais	VH real	INE	2,5	2,2	2,2	2,8	2,3	2,8		-	-	-	-	-
Indicador de Confiança dos Consumidores	SER-VE	"	-4,8	-3,7	-3,9	-4,0	-5,0	-6,2		-3,9	-4,7	-6,7	-7,2	-7,9
Confiança Comércio Retalho: Vendas últimos 3 meses	SER-VE	"	4,3	5,4	6,5	3,9	4,4	2,4		3,5	3,2	0,3	3,6	10,2
Índice de Vol. De Negócios no Comércio a Retalho*	VH	"	3,9	4,4	5,1	3,4	2,4	4,6		1,0	5,8	3,9	4,2	:
Bens Alimentares	VH	"	3,7	3,8	4,4	2,2	3,5	4,8		2,6	4,8	3,2	6,3	:
Bens não alimentares	VH	"	4,0	4,9	5,6	4,3	1,6	4,5		-0,2	6,6	4,5	2,5	:
Vendas de Automóveis Ligeiros de Passageiros**	VH	ACAP	2,7	4,5	5,6	6,0	8,5	-9,9		-14,0	-12,2	-12,3	-5,3	8,3
Importação de Bens de Consumo***	VH	INE	4,7	6,6	2,6	5,4	2,6	8,0		-1,1	10,0	9,4	4,1	:

* Índices deflacionados, corrigidos de sazonalidade e de dias úteis; de acordo com a nova base 2015=100; ** Inclui veículos Todo-o-Terreno e Monovolumes com mais de 2300 Kg; *** Exclui material de transporte.

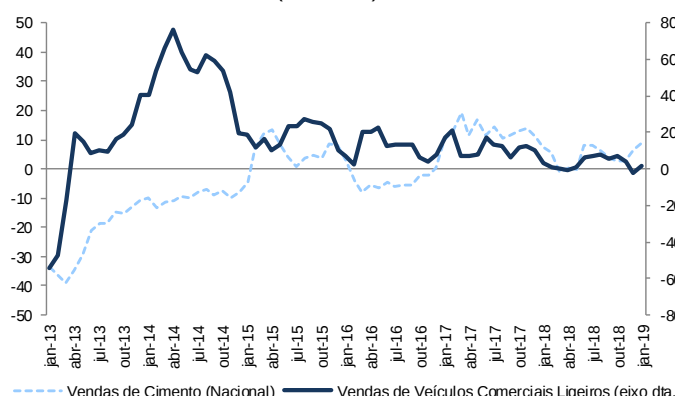
Investimento

De acordo com as Contas Nacionais Trimestrais do INE, no 4.º trimestre de 2018, em termos homólogos, a FBCF registou um crescimento de 3,3%, 1,7 p.p. inferior ao observado no trimestre precedente. O investimento em outras máquinas e equipamentos registou uma variação de 2,9% (6,8% no trimestre precedente), e o investimento em construção cresceu 2,5% (uma desaceleração de -0,8 p.p. face ao 3.º trimestre). Os dados para o ano de 2018 indicam que a FBCF registou um aumento face ao ano anterior de 4,4% (9,2% em 2017).

Os dados para o trimestre terminado em janeiro mostram que, em termos homólogos:

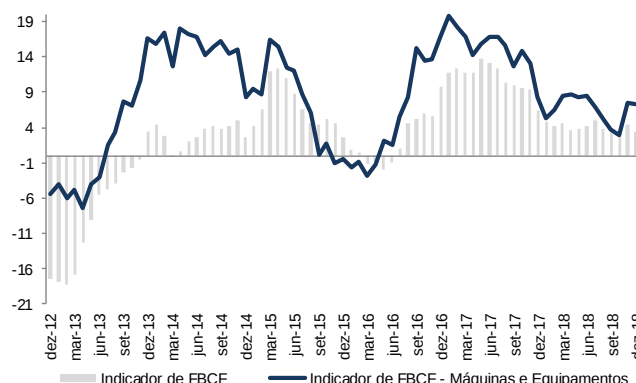
- as vendas de veículos comerciais ligeiros registaram um crescimento de 1,6% (-2,1% no 4.º trimestre de 2018) enquanto a venda de veículos comerciais pesados decresceu 15,0% (-8% no 4.º trimestre de 2018);
- as vendas de cimento registaram uma variação homóloga de 8,9% (o que compara com 6,5% no 4.º trimestre do ano anterior);
- as opiniões dos empresários sobre o volume de vendas de bens de investimento no comércio por grosso evoluíram positivamente no trimestre terminado em janeiro de 2019 quando comparado com o 4.º trimestre de 2018.

Figura 2.8. Vendas de Cimento e de Veículos Comerciais Ligeiros
(VH, MM3)



Fonte: ACAP, Secil, Cimpor.

Figura 2.9. Indicador de FBCF e Componentes
(VH, MM3)



Fonte: INE.

Os dados quantitativos disponíveis, relativos ao 4.º trimestre de 2018, mostram que, em termos médios homólogos:

- o índice de volume de negócios da indústria de bens de investimento para o mercado nacional registou um crescimento de 5,0% (8,3% no 3.º trimestre de 2018);
- a importação de máquinas e outros de bens de capital exceto material de transporte cresceu 10,8% (uma aceleração de 5,8 p.p. face ao trimestre anterior);
- as licenças de construção de fogos cresceram 48,6% (33,5% no 3.º trimestre de 2018).

Quadro 2.3 Indicadores de Investimento

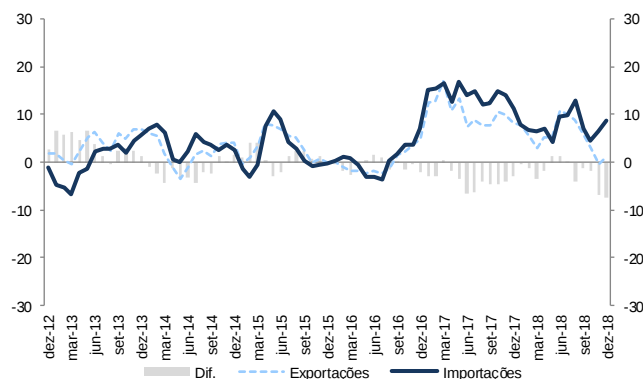
Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018				2019
				4T	1T	2T	3T	4T	set	out	nov	dez	jan	
FBC – CN Trimestrais	VH Real	INE	5,6	6,9	6,3	4,8	4,2	7,2	:	:	:	:	:	
da qual, FBCF	VH Real	"	4,4	6,1	4,5	4,7	5,0	3,3	:	:	:	:	:	
Indicador de FBCF	VH/mm3	"	0,9	6,4	4,6	4,2	3,6	3,4	3,6	2,8	4,4	3,4	:	
Vendas de Cimento	VH	SECIL e CIMPOR	-2,7	11,0	-1,1	8,0	3,5	6,5	-1,7	8,9	0,0	12,0	15,9	
Vendas de Veículos Comerciais Ligeiros	VH	ACAP	10,6	10,2	-0,2	6,3	5,4	-2,1	4,8	3,0	5,0	-11,1	20,8	
Vendas de Veículos Comerciais Pesados	VH	"	7,4	6,3	-0,8	3,7	-2,0	-8,0	17,4	13,2	-13,5	-22,2	-9,2	
Volume Vendas Bens de Investimento*	SRE-VE	INE	-8,1	2,8	4,9	4,4	3,5	14,6	-3,9	19	17,7	24,3	17,9	
Licenças de Construção de fogos	VH	"	-3,7	17,5	31,8	46,6	33,5	48,6	4,1	60,8	47,0	36,2	:	
Importações de Bens de Capital**	VH	"	2,2	8,5	6,9	9,4	4,9	10,8	15	6,7	16,4	9,3	:	
Índice Vol. Negócios da IT de Bens de Inv.***	VH	"	-0,2	4,0	0,0	5,8	8,3	5,0	6,1	12,4	5,3	-15	:	

*no Comércio por Grosso; **excepto Material de Transporte; ***para o Mercado Nacional.

Contas Externas

Em termos médios homólogos nominais, os dados relativos ao comércio internacional de bens, divulgados pelo INE para o 4.º trimestre de 2018, apontam para um crescimento em 1,4% do valor das exportações e para um crescimento das importações em 8,7% (6% e 7,2% no 3.º trimestre de 2018).

Figura 2.10. Fluxos do Comércio Internacional
(VH, MM3, %)

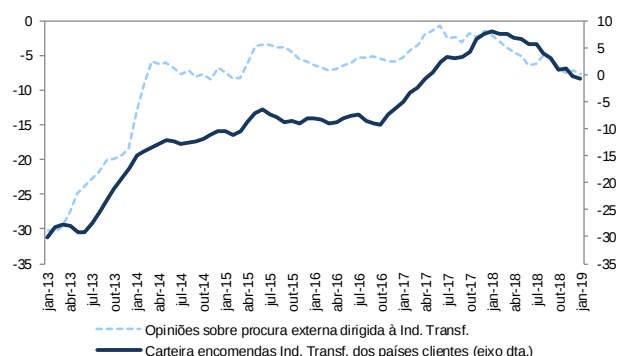


Fonte: INE.

Também neste trimestre, e em termos homólogos nominais:

- a componente extracomunitária das exportações registou uma redução de 7%, um valor 6,6 p.p. inferior ao registado no 3.º trimestre. Já as exportações para o mercado intracomunitário aumentaram em 4,3% (-4 p.p. que no trimestre precedente);
- nas importações de bens, o mercado intracomunitário apresentou um aumento de 8,6%, enquanto que o mercado extracomunitário registou um crescimento de 8,7% (3,3% e 19,5% no 3.º trimestre de 2018, respetivamente). Estes resultados resultam numa taxa de cobertura do comércio internacional de bens de 72,9% (77,1% no 3.º trimestre);
- por seu lado, no trimestre terminado em janeiro, as opiniões sobre a procura externa na indústria deterioraram ligeiramente quando comparadas com o último trimestre do ano passado. De igual modo, a carteira de encomendas da indústria transformadora dos países clientes também apresentou uma evolução negativa.

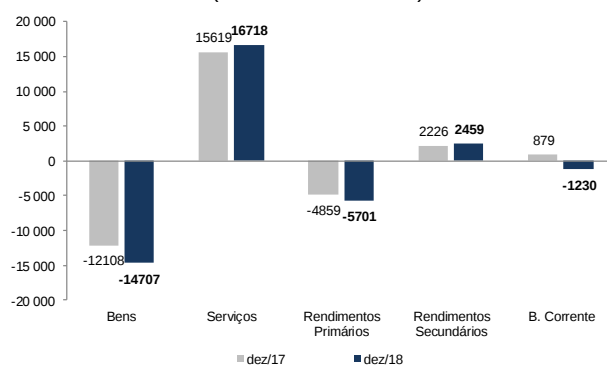
Figura 2.11. Procura Externa dirigida à Indústria



Fonte: INE.

Em 2018, o défice acumulado da balança corrente foi de 1 230 milhões de euros, diminuindo 2 109 milhões de euros, em termos homólogos. Este resultado traduz a melhoria dos saldos da balança de serviços e de rendimentos secundários, que não foram suficientes para compensar a deterioração dos saldos das balanças de bens e de rendimentos primários.

Figura 2.12. Balança Corrente: composição do saldo
(em milhões de euros)



Fonte: BdP.

Entre janeiro e dezembro de 2018, a balança corrente e de capital apresentou uma capacidade de financiamento de 903 milhões de euros, o que compara com a capacidade de financiamento de 2 699 milhões de euros no período homólogo.

Quadro 2.4. Indicadores de Contas Externas

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018				2018				
				4T	1T	2T	3T	4T	ago	set	out	nov	dez
Exportações (B&S) - CN Trimestrais	VH real	INE	3,7	7,2	4,9	7,0	2,9	0,0	:	:	:	:	:
Importações (B&S) - CN Trimestrais	VH real	"	4,9	7,2	5,6	7,5	3,4	3,2	:	:	:	:	:
Saldo de Bens e Serviços*	% PIB	"	:	0,8	0,7	0,7	0,7	:	:	:	:	:	:
Capacidade de financiamento da economia*	% PIB	"	:	1,1	1,1	0,7	0,5	:	:	:	:	:	:
Saídas de Bens	VH nom	"	5,3	8,3	3,1	10,8	6,0	14	2,2	1,1	5,4	-7,0	7,3
Entradas de Bens	VH nom	"	8,0	11,2	6,6	9,5	7,2	8,7	7,8	0,6	5,7	12,8	7,5

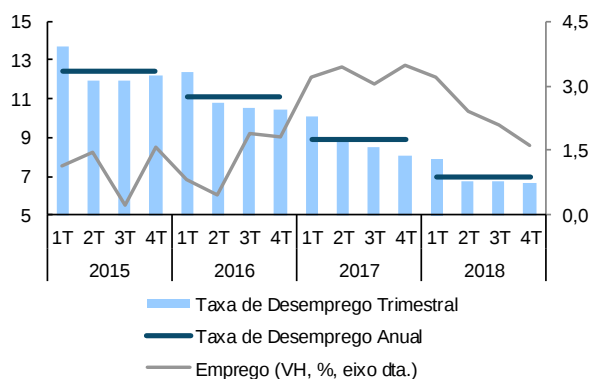
* Dados trimestrais referem-se ao ano terminado no respetivo trimestre.

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018				2017	2018	Dif.
				4T	1T	2T	3T	4T	jan-dez	jan-dez	
Saldo Balança Corrente e de Capital	10 ⁶ euros	BdP	903	1123	-78	-1600	2140	440	2699	903	-1796
Saldo Balança de Bens	"	"	-14 707	-3446	-3075	-3498	-3554	-4580	-12108	-14707	-2599
Saldo Balança de Serviços	"	"	16 718	3943	2563	4195	5995	3965	15619	16718	1099
Saldo Balança de Rendimentos Primários	"	"	-5 701	-562	-379	-3233	-1594	-495	-4859	-5701	-842
Saldo Balança de Rendimentos Secundários	"	"	2 459	600	483	533	641	803	2226	2459	233

Mercado de Trabalho

O Inquérito Trimestral ao Emprego do INE revela que a taxa de desemprego se fixou, no quarto trimestre de 2018, em 6,7%, metendo-se inalterada face ao segundo e terceiro trimestres, mas menos 1,4 p.p. em termos homólogos. No total do ano, a taxa de desemprego foi de 7%, menos 1,9 p.p. do que em 2017. Para esta evolução concorreu um aumento do emprego de 2,3% (3,3% em 2017), e um aumento da população ativa de 0,3% (menos 0,5 p.p. do que um ano antes).

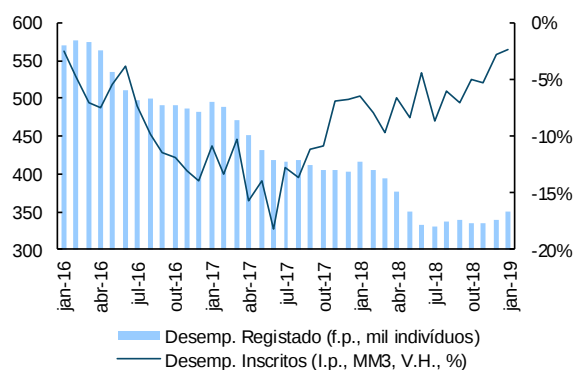
Figura 2.13. Emprego e Taxa de Desemprego



Fonte: INE.

No final de janeiro de 2019, o número de indivíduos inscritos nos centros de emprego ascendia a cerca de 351 mil, menos 15,6% do que um ano antes. Já o número de pedidos registados ao longo do mês fixou-se em perto de 55 mil, menos 0,9% em termos homólogos.

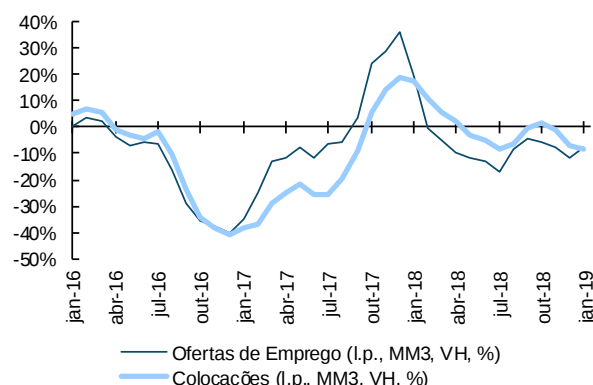
Figura 2.14. Desemprego



Fonte: IEFP.

Por sua vez, o número de ofertas de emprego registadas durante o mês de janeiro recuou 5,9% em termos homólogos, enquanto as colocações caíram 2,8%. Assim, o rácio entre ofertas e colocações fixou-se nos 61,6%, subindo 2 p.p. face a igual período de 2018.

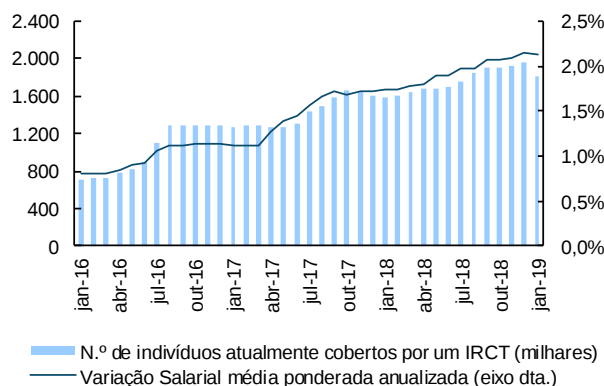
Figura 2.15. Ofertas de Emprego e Colocações
(MM3, VH)



Fonte: IEFP.

Estima-se que, no final de janeiro, cerca de 1,8 milhões de trabalhadores se encontrassem abrangidos por Instrumentos de Regulação Coletiva de Trabalho, um aumento de aproximadamente 14,2% face ao período homólogo. Já o aumento das remunerações médias implícitas fixou-se nos 2,1%, menos 0,1 p.p. do que no final de 2018.

Figura 2.16. Contratação Coletiva



Fonte: MTSSS, estimativas GPEARI.

Quadro 2.5. Indicadores do Mercado de Trabalho

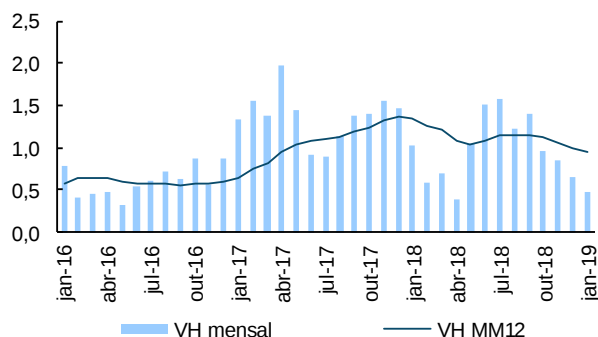
Indicador	Unidade	Fonte	2018	2017	2018					2018				2019
				4T	1T	2T	3T	4T		set	out	nov	dez	jan
Taxa de Desemprego*	%	INE	7,0	8,1	7,9	6,7	6,7	6,7		6,6	6,6	6,7	6,7	:
Emprego Total*	VH	"	2,3	3,5	3,2	2,4	2,1	1,6		2,1	1,9	1,5	1,4	:
Desemprego Registado (f.p.)	VH	IEFP	-16,0	-16,3	-16,6	-20,5	-17,5	-16,0		-17,5	-17,4	-17,2	-16,0	-15,6
Desempregados Inscritos (l.p.)	VH	"	-6,1	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,0		-8,5	-1,9	-5,4	-0,4	-0,9
Ofertas de Emprego (l.p.)	VH	"	-8,7	0,4	0,0	-0,1	0,0	-0,1		0,6	-14,8	-8,1	-11,6	-5,9
Contratação Coletiva	VH	MTSSS	2,2	1,7	1,8	1,9	2,1	2,2		2,1	2,1	2,1	2,2	2,1
Índice do Custo do Trabalho** - Portugal	VH	INE	3,0	4,1	-1,4	1,1	1,6	10,3		-	-	-	-	-
Índice do Custo do Trabalho** - AE	VH	Eurostat	:	1,8	2,3	2,5	2,7	:		-	-	-	-	-

*Valores Trimestrais do Inquérito Trimestral ao Emprego. Valores mensais das Estimativas Mensais (ajustadas de sazonalidade). **Total, excluindo Administração Pública, Educação, Saúde e Outras Atividades; f.p. - no fim do período; l.p. ao longo do período.

Preços

O Índice de Preços no Consumidor (IPC) cresceu em termos homólogos, 0,5% em janeiro de 2019. Em termos médios dos últimos 12 meses, o aumento do IPC foi de 0,9%, menos 0,1 p.p. do que um mês antes.

Figura 2.17. Taxa de Variação do IPC
(VH, %)

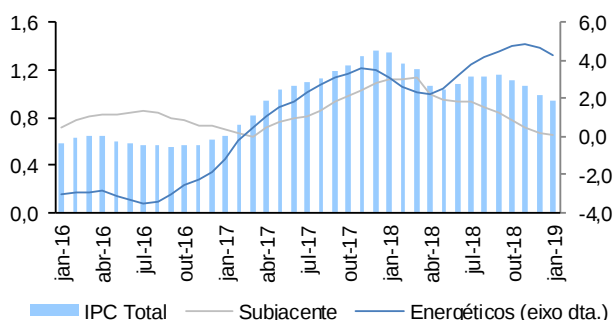


Fonte: INE.

Em igual período, o preço dos Bens caiu 0,3% (aumento de 0,1% em dezembro), enquanto o IPC dos Serviços permaneceu inalterado em 1,6%.

Já o IPC subjacente, que exclui produtos energéticos e alimentares não transformados, cresceu 0,8%, mais 0,2 p.p. do que no mês precedente, e 0,3 p.p. acima do IPC total. Esta diferença reflete, em grande medida, a dinâmica do IPC da Energia que decresceu 2,3% em janeiro, desacelerando 3,7 p.p. face a dezembro.

Figura 2.18. Taxa de Variação do IPC (Subjacente e Energéticos)
(MM12, VH, %)



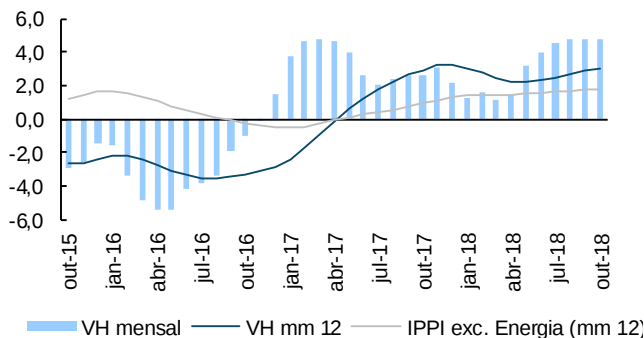
Fonte: INE.

Relativamente às classes do IPC, a que registou a maior queda foi, à semelhança do mês anterior, a classe do vestuário (diminuição de 3,1%), seguida da classe dos acessórios para o lar (-0,6%). Já as classes das bebidas alcoólicas e tabaco e restaurantes e hotelaria foram as que registaram maior crescimento (+2,4% e +2,1%, respetivamente), com esta última a ser igualmente a que registou a maior aceleração (0,6 p.p.).

Já o Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) registou, em Portugal, uma variação homóloga de 0,6% (inalterado face a dezembro), enquanto a zona euro apresentou uma variação de 1,4%, desacelerando 0,1 p.p. face ao mês precedente. Assim, o diferencial entre o IHPC de Portugal e da Área do Euro foi de -0,8 p.p., ligeiramente menor do que em dezembro (-0,9 p.p.).

O Índice de Preços na Produção Industrial (IPPI) apresentou, em janeiro de 2019, uma variação homóloga de 1,2%, menos 1,5 p.p. do que em dezembro.

Figura 2.19. Taxa de Variação do IPPI
(VH, %)



Fonte: INE.

Ao nível das secções industriais, a secção dos bens intermédios foi a que teve um maior aumento (2,4%), enquanto os bens de consumo não duradouros tiveram o menor crescimento (0,4%), não existindo nenhuma secção com uma evolução negativa dos preços. Já a secção da Energia registou um aumento de 1% (6,3% em dezembro), sem a qual o IPPI teria crescido 1,3% (-0,5 p.p. face a dezembro).

Quadro 2.6. Indicadores de Preços

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2018								2019
				mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez	jan
Índice de Preços no Consumidor	VC	INE	:	0,4	0,1	-0,6	-0,3	1,1	-0,1	-0,4	-0,2	-1,2
Índice de Preços no Consumidor	VH	INE	1,0	1,0	1,5	1,6	1,2	1,4	1,0	0,9	0,7	0,5
Índice de Preços no Consumidor	VM12	"	:	1,0	1,1	1,1	1,2	1,2	1,1	1,1	1,0	0,9
IPC - Bens	VH	"	0,5	0,6	1,3	1,1	1,0	0,9	0,8	0,4	0,1	-0,3
IPC - Serviços	"	"	1,7	1,7	1,9	2,3	1,6	2,2	1,3	1,5	1,6	1,6
IPC Subjacente*	"	"	0,7	0,6	1,0	1,0	0,6	0,9	0,4	0,5	0,6	0,8
Índice de Preços na Produção industrial	VH	"	3,2	3,2	4,0	4,5	4,8	4,8	4,8	3,7	2,7	1,2
IHPC	"	"	1,2	1,4	2,0	2,2	1,3	1,8	0,8	0,9	0,6	0,6
Diferencial IHPC PT vs. AE	p.p.	Eurostat	-0,6	-0,6	0,0	0,0	-0,8	-0,3	-1,5	-1,0	-0,9	-0,8

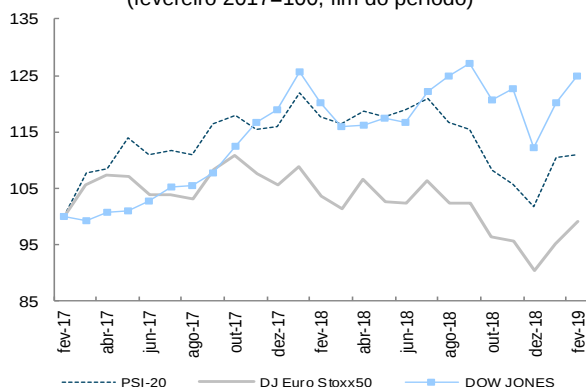
*IPC subjacente exclui os bens alimentares não transformados e energéticos.

Mercado de Capitais, Crédito e Taxas de Juro

Em fevereiro de 2019, os índices bolsistas internacionais continuaram a evoluir favoravelmente, tendo apresentado uma subida expressiva, traduzindo as perspetivas positivas relativamente às negociações comerciais entre a China e os EUA; assim como a expectativa do caráter menos restritivo da política monetária dos EUA.

Assim, a 26 de fevereiro de 2019 e, face ao final de 2018, os índices *Dow Jones* e *Euro Stoxx50* valorizaram 11% e 10%, respetivamente, anulando, para o primeiro caso, as perdas registadas em 2018.

Figura 2.20. Índices Bolsistas
(fevereiro 2017=100, fim do período)



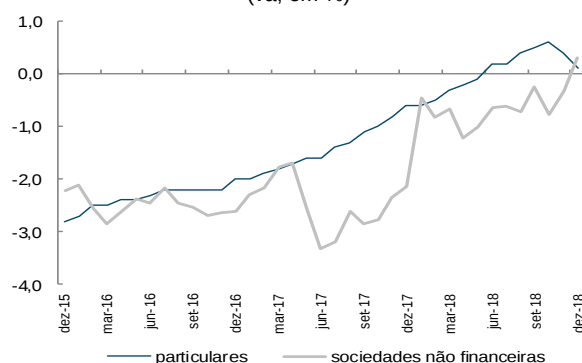
Fontes: CMVM; Finance Yahoo. Para fevereiro, o valor é do dia 26.

À semelhança dos índices bolsistas internacionais, o índice PSI-20 também se valorizou em fevereiro de 2019, tendo apresentado uma subida de quase 9% face ao final de 2018.

Em dezembro de 2018, a variação anual dos empréstimos ao sector privado não financeiro foi de 0,2% em termos anuais (0,1% em novembro) refletindo a recuperação do crédito atribuído às empresas não financeiras, cuja taxa foi de 0,3%, situação que não se verificava desde meados de 2011.

Quanto ao crédito destinado a particulares, a variação foi de 0,1% em dezembro de 2018 (0,4% em novembro) resultando de alguma deterioração do crédito à habitação e de um crescimento menos robusto do segmento do consumo.

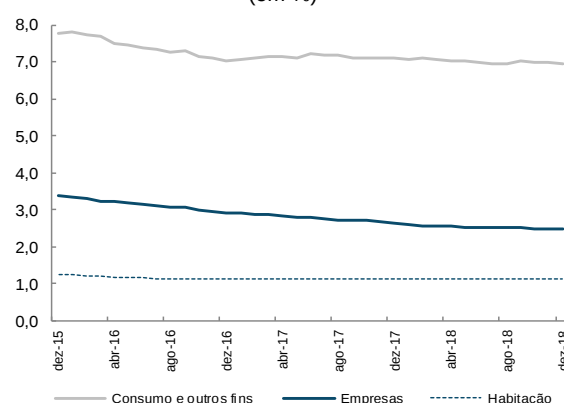
Figura 2.21. Empréstimos ao Sector Privado
(va, em %)



Fonte: Banco de Portugal.

No final de 2018, as taxas de juro das operações do crédito diminuíram quer para os particulares, quer para as empresas; embora esta descida tenha sido mais acentuada para o último caso, situando-se em 2,47% em dezembro de 2018 (2,65% em dezembro de 2017).

Figura 2.22. Taxas de Juro de Empréstimos
(em %)



Fonte: Banco de Portugal.

Quadro 2.7. Indicadores Monetários e Financeiros

Indicador	Unidade	Fonte	2018	2018								2019
				mai	jun	jul	ago	set	out	nov	dez	jan
Yield OT 10 anos PT*	%	IGCP	1,7	1,9	1,8	1,7	1,9	1,9	1,9	1,8	1,7	1,6
Yield OT 10 – Spread Portugal face a Alemanha*	p.b.	"	148	156	148	130	154	141	149	151	148	147
PSI20*	VC	CMVM	-12,2	-0,8	1,1	1,7	-3,5	-1,2	-6,1	-2,3	-3,7	8,4
Empréstimos a particulares: - para habitação	va**	BP	-1,1	-1,3	-1,1	-1,0	-0,9	-0,8	-0,8	-0,8	-1,1	:
- para consumo	va**	"	9,9	11,2	11,3	11,2	11,4	11,1	12,0	10,8	9,9	:
Empréstimos a empresas	va**	"	0,3	-1,0	-0,6	-0,6	-0,7	-0,3	-0,8	-0,3	0,3	:
Taxa de Juro de empréstimos p/ habitação*	%	"	1,11	1,13	1,14	1,11	1,11	1,11	1,11	1,11	1,11	:
Taxa de Juro de empréstimos p/ empresas*	%	"	2,47	2,54	2,53	2,54	2,52	2,51	2,49	2,48	2,47	:

* Fim de período; ** Variação anual. Nota: As taxas de variação anual são calculadas com base na relação entre saldos de empréstimos bancários em fim de mês, ajustados de operações de titularização, e transações mensais, as quais são calculadas a partir de saldos corrigidos de reclassificações, de abatimentos ao activo e de reavaliações cambiais e de preço.

Finanças Públicas

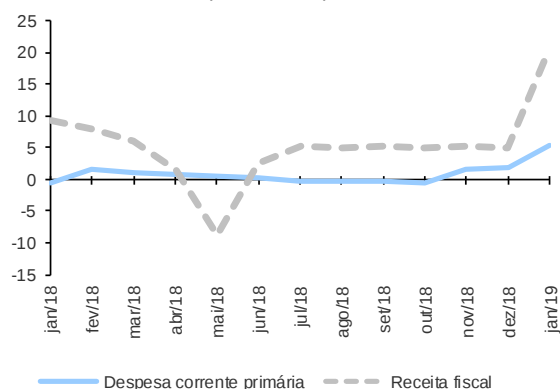
Em janeiro de 2019, a execução orçamental das Administrações Públicas registou um saldo excedentário em 1.542 milhões de euros, melhorando 751 milhões de euros face ao mês de janeiro de 2018¹. Tal valor resulta do efeito combinado de um crescimento de 10,4% na receita efetiva com uma redução de 1,9% na despesa efetiva. A evolução da receita assentou principalmente na variação de 18,5% da Receita fiscal, nomeadamente no IVA, ISP e Imposto do Tabaco, assim como das Contribuições para a segurança social, com um aumento de 4,9%². A poupança verificada na despesa reflecte diminuições em Juros e outros encargos (efeito base decorrente de pagamentos efetuados pelo Metropolitano de Lisboa, E.P.E. no âmbito do acordo judicial relativo ao swaps) e em Transferências correntes, fruto da alteração da contabilização das retenções e descontos incidentes sobre as pensões e outros abonos a cargo da CGA. O saldo primário cifrou-se em 1.748 milhões de euros, mais 517 milhões que o observado no período homólogo.

Todos os subsectores das Administrações Públicas apresentaram excedentes orçamentais. A Administração Central apresentou um saldo de 710 milhões de euros, enquanto a Administração Regional e Local apresentou um excedente de 309 milhões de euros (contributos de 100 e 209 milhões de euros, respectivamente). A Segurança Social obteve um saldo de 524 milhões de euros.

Estado

O subsector Estado registou no primeiro mês de 2019 um excedente orçamental de 142 milhões, valor que representa uma melhoria de 363 milhões de euros. Por sua vez, o saldo primário apresenta um excedente de 334 milhões de euros, correspondente a um aumento de 400 milhões de euros face a janeiro de 2018.

Figura 2.23. Execução Orçamental do Estado
(VHA, em %)



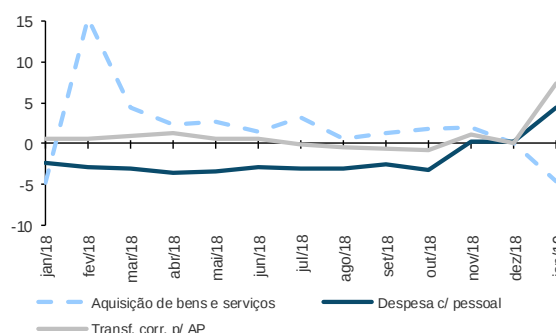
Fonte: DGO.

Para esta evolução no saldo global contribuiu um acréscimo de 17,9% da receita efetiva, que mais do que compensou o aumento de 6,5% da despesa efetiva.

A evolução da receita efetiva resultou de um forte aumento na Receita fiscal (20,3%), com crescimentos de 11,4% e 27% em impostos diretos e indiretos (destaque para a execução do IVA, ISP e Imposto do Tabaco), respectivamente.

O aumento da despesa efetiva teve como fator preponderante a rubrica Transferências Correntes (6,1%), nomeadamente para a Administração Central (8,8%) e outros subsectores das Administrações Públicas (5,6%). Destaque ainda para o aumento de 24,4% em Juros e outros encargos, devido ao diferente perfil de pagamento do encargo anual das comissões referentes ao empréstimo do PAEF e para o crescimento de 4,5% das Despesas com pessoal.

Figura 2.24. Despesa do Estado – principais componentes
(VHA, em %)



Fonte: DGO.

Quadro 2.8. Execução Orçamental do Estado

	2018		2019		2019			
	jan		jan		out	nov	dez	jan
	10 ⁶ euros		grau de execução (%)		VHA (%)			
Receita Efetiva	3 306	3 896	7,0	7,8	5,3	5,6	5,0	17,9
Receita corrente	3 298	3 893	7,0	7,8	5,4	5,7	5,0	18,1
Impostos diretos	1 258	1 402	6,9	7,1	6,5	6,3	7,7	11,4
Impostos indiretos	1 671	2 122	6,7	8,2	4,0	4,7	2,8	27,0
Despesa Efetiva	3 526	3 754	6,7	6,8	0,0	2,0	2,1	6,5
Despesa corrente primária	3 258	3 434	7,0	7,8	6,5	4,7	2,1	5,4
Despesa corrente	3 412	3 625	6,8	7,0	-0,4	1,4	1,6	6,2
Despesa com pessoal	670	700	7,3	7,5	-3,2	0,3	0,2	4,5
Aquisição bens e serviços	24	23	1,6	1,7	1,8	2,0	0,1	-4,6
Subsídios	4	2	3,4	2,0	-18,2	14,2	1,3	-43,4
Juros	154	192	2,1	2,6	0,9	-0,1	0,3	24,4
Transferências corr. p/ AP	2 321	2 492	8,3	8,4	-0,8	1,2	0,1	7,4
Saldo Global	-220	142	-	-	-	-	-	-
Saldo Primário	-66	334	-	-	-	-	-	-

Fonte: DGO.

¹ Exceto se for referido o contrário, os valores indicados foram apurados numa base de caixa.

² Exceto se for referido o contrário, as variações em percentagem referem-se ao período homólogo do ano anterior.

Serviços e Fundos Autónomos, (SFA) incluindo as Empresas Públicas Reclassificadas (EPR)

A execução orçamental dos SFA (incluindo o SNS e as EPR) culminou num saldo de 568 milhões de euros. Este saldo representa uma melhoria de 309 milhões de euros relativamente ao mês homólogo, fruto de um crescimento da receita de 3,1% e de uma redução de 11,7% na receita efetiva.

O aumento da receita efetiva está essencialmente associado ao crescimento de 9% em Transferências correntes provenientes da Administração Central e ao aumento de 26,9% em Taxas, multas e outras penalidades. As Transferências correntes e de capital da União Europeia apresentaram uma redução de 35% e 16%, respetivamente, justificado pela quebra das transferências a favor do IAPMEI e IFAP.

Quanto à despesa efetiva, a sua evolução foi principalmente impactada pela redução de 98,2% em Juros e outros encargos (efeito Metro do Lisboa) e de 13,7% em Transferências correntes.

As EPR contribuíram para o saldo global dos SFA com um excedente de 92 milhões de euros. Este valor compara com o saldo negativo de 127 milhões de euros registados no início de 2018.

Serviço Nacional de Saúde (SNS)

A execução orçamental do SNS (ótica dos compromissos) registou, no primeiro mês de 2019, um saldo global negativo de 9 milhões de euros (5 milhões de euros no mês homólogo de 2018), tendo como suporte uma receita efetiva de 782 milhões de euros e uma despesa efetiva de 773 milhões de euros.

Em janeiro de 2019 a receita efetiva do SNS registou um aumento de 3,9%, apoiado num crescimento de 4,1% da receita corrente.

A despesa efetiva, por sua vez, cresceu 3,2%, influenciada por um crescimento de 7,9% das Despesas com o Pessoal. A despesa com a aquisição de bens e serviços não registou qualquer variação em termos homólogos. De registar, ainda, um crescimento significativo das despesas de capital.

Caixa Geral de Aposentações (CGA)

A execução orçamental da CGA em janeiro de 2019 traduziu-se num saldo global positivo de 187 milhões de euros (42 milhões de euros no mês homólogo).

O saldo observado resulta de uma receita efetiva de 796 milhões de euros e de uma despesa efetiva de 609 milhões de euros. No que diz respeito à receita destaca-se que 281 milhões de euros tiveram origem em contribuições para a CGA (redução de 6,4% face ao mês homólogo de 2018) e que 475 milhões de euros correspondem a receita com origem em transferências correntes do OE (mais 13,2% em termos homólogos).

A despesa efetiva registou uma redução de 15,8%, refletindo uma redução de 16,2% da despesa com Pensões.

Quadro 2.9. Execução Orçamental dos Serviços e Fundos Autónomos

	Serviços e Fundos Autónomos				dos quais: Empresas Públicas Reclassificadas			
	2018		2019		2018		2019	
	jan				jan			
	10 ⁶ euros		Grau de execução (%)	VHA (%)	10 ⁶ euros		Grau de execução (%)	VHA (%)
Receita Efetiva	2 290	2 361	6,6	3,1	558	619	5,1	10,9
Contribuições p/ Seg. Social, CGA e ADSE	300	281	7,2	-6,3	-	-	-	-
Transferências correntes das Adm. Públicas	1442	1567	9,6	8,7	46	48	4,7	6,2
Despesa Efetiva	2 031	1794	5,2	-11,7	686	527	4,3	-23,1
Despesa com pessoal	441	476	6,3	8,0	259	285	6,8	10,3
Aquisição de bens e serviços	389	476	5,6	22,4	107	167	4,4	55,4
Transferências correntes	817	705	5,9	-13,7	4	4	4,5	-16
Saldo Global	258	568	-	-	- 127	92	-	-

Fonte: DGO.

Quadro 2.10. Execução Financeira do SNS e Orçamental da CGA

	Serviço Nacional de Saúde					Caixa Geral de Aposentações			
	2018		2019			2018		2019	
	jan					jan			
	10 ⁶ euros		VHA (%)	Grau de execução (%)		10 ⁶ euros		VHA (%)	Grau de execução (%)
Receita Efetiva	753	782	3,9	7,7	Receita Efetiva	765	796	4,0	7,9
Receita fiscal	0	0	#DIV/0!	-	Contribuições p/ a CGA	300	281	-6,4	7,2
Outra receita corrente	751	782	4,1	7,9	Quotas e contribuições	290	270	-7,0	7,2
Receita de capital	2	1	-78,3	0,4	Transferências correntes do OE	420	475	13,2	8,9
Despesa Efetiva	748	773	3,2	7,6	Complicação do OE	400	450	12,5	9,0
Despesa com pessoal	326	351	7,9	8,5	Compensação por pagamento de pensões	20	25	27,1	10,5
Aquisição de bens e serviços	415	415	0,0	7,2	Despesa Efetiva	723	609	-15,8	6,0
Despesa de capital	0	1	333,3	0,7	Pensões	708	594	-16,2	6,0
Saldo Global	5	9	-	-	Saldo Global	42	187	-	-

Fontes: Administração Central do Sistema de Saúde e DGO.

Segurança Social

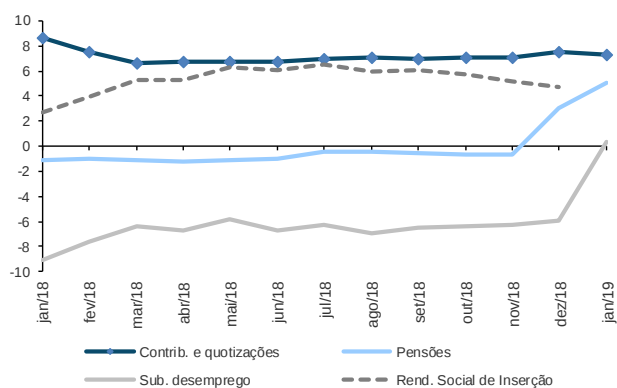
O primeiro mês de 2019 da execução orçamental do subsector da Segurança Social caracterizou-se por um saldo global de 524 milhões de euros (mais 4% do que o registado no mês homólogo), apoiado num crescimento de 5,8% da receita efetiva e de 6,3% da despesa efetiva.

A receita atingiu em janeiro de 2019 o montante de 2.590 milhões de euros em resultado de um crescimento de 7,3% das receitas com origem em Contribuições e quotizações, juntamente com um crescimento de 9,1% das Transferências correntes da Administração Central.

A despesa fixou-se em 2.067 milhões de euros, para a qual terá contribuído um aumento de 5% da despesa com pensões, um aumento de 11,7% da despesa com Prestações e ação social e, pela primeira vez desde dezembro de 2013, de um ligeiro aumento de 0,3% da despesa com o Subsídio de desemprego e apoio ao emprego (-6% em dezembro de 2018).

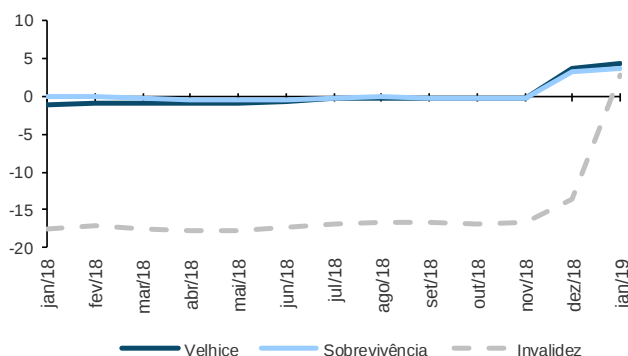
Na evolução da despesa com pensões destaca-se o aumento da despesa com Pensões de velhice (+4,3%), o aumento da despesa com pensões de Sobrevivência (+3,7%) e da despesa com as pensões de invalidez (+2,9%), que parecem querer inverter a tendência que se vinha a registar nos dois últimos anos.

Figura 2.25. Execução Orçamental da Seg. Social
(VHA, em %)



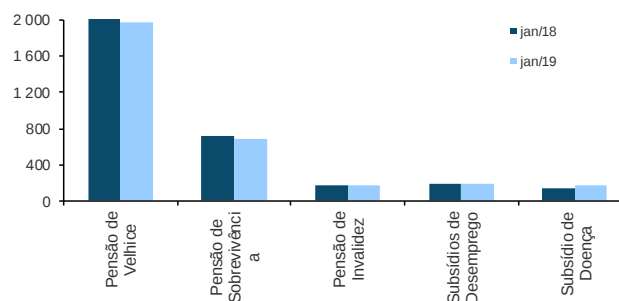
Fonte: DGO.

Figura 2.26. Despesa em Pensões da Seg. Social
(VHA, em %)



Fonte: DGO.

Figura 2.27. Número de Pensões e Subsídios Atribuídos
(milhares, em final do mês)



Fonte: MTSSS.

Quadro 2.11. Execução Orçamental da Segurança Social

	Segurança Social			
	2018	2019		
		jan		
		10 ⁶ euros	VHA	Grau de execução (%)
Receita Efetiva	2 447	2 590	5,8	97,1
Contribuições e quotizações	1 491	1 600	7,3	102,4
Transferências correntes da Administração Central *	695	758	9,1	99,8
Despesa Efetiva	1 944	2 067	6,3	93,1
Pensões	1 166	1 224	5,0	98,8
Pensões de velhice do reg. subst. bancário	50	49	-2,2	99,1
Subsídio de desemprego e apoio ao emprego	111	111	0,3	91,3
Prestações e ação social	360	402	11,7	96,7
Saldo Global	503	524	-	-

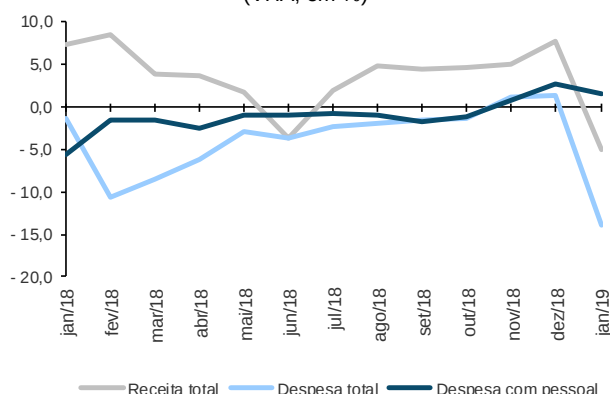
Fonte: DGO.

Administração Regional

A execução orçamental do subsector da Administração Regional registou, em janeiro de 2019, um saldo global positivo de 100 milhões de euros (38 milhões referentes à Região Autónoma da Madeira e 62 milhões aos Açores), valor que compara com o excedente de 90 milhões de euros apurado no período homólogo.

Esta melhoria resulta da conjugação de um decréscimo na despesa de 14%, que mais que compensou a redução de 5,1% sofrida na receita efetiva. Relativamente à receita registou-se um aumento da receita fiscal de 3,2% e das transferências de capital do OE em 18,5%, o qual foi anulado pelo efeito mecânico de inexistência em 2019 de diferenças de consolidação (que em 2018 importavam em 14,8 milhões de euros). A poupança na despesa efetiva proveio principalmente da redução de 43,1% na Aquisição e bens e serviços, 11,5% em Juros e outros encargos, e de 35,8% em Despesas de Capital.

Figura 2.28. Execução Orçamental da Administração Regional
(VHA, em %)



Fonte: DGO.

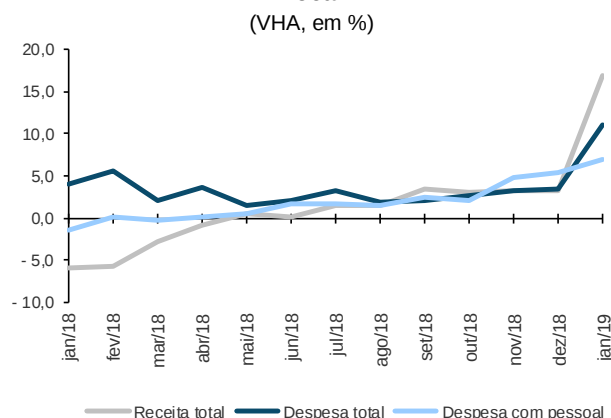
Administração Local

A execução orçamental do subsector da Administração Local apresentou um saldo global positivo de 209 milhões de euros, superior em 49 milhões de euros ao registado em janeiro de 2018.

Este resultado advém do ritmo de crescimento da receita efetiva (16,9%) se apresentar suficiente elevado para contrapor o crescimento concomitante da despesa efetiva (11,2%). A evolução da receita efetiva reflete a Venda de bens de investimento (variação absoluta de 54 milhões de euros), procedente da venda de terrenos da Câmara Municipal de Lisboa, e o comportamento das Transferências Correntes (11,4%), nomeadamente, transferências provenientes de Outros subsectores das AP e enquadradas na Lei das Finanças Locais¹.

Na despesa efetiva destaca-se o crescimento das Despesas com Pessoal (7%), bem como a Aquisição e bens e serviços (15,2%). Adicionalmente, a Despesa de Capital aumentou 7,2%.

Figura 2.29. Execução Orçamental da Administração Local
(VHA, em %)



Fonte: DGO.

Quadro 2.12. Execução Orçamental das Administrações Local e Regional

	Administração Regional			Administração Local		
	2018	2019		2018	2019	
	jan			jan		
	10 ⁶ euros	VHA (%)		10 ⁶ euros	VHA (%)	
Receita Efetiva	253	241	-5,1	535	626	16,9
Impostos	87	89	3,2	173	167	-3,6
Transferências correntes	102	96	-5,4	208	232	11,4
Despesa Efetiva	164	141	-14,0	375	417	11,2
Pessoal	68	69	1,6	167	179	7,0
Aquisição de bens e serviços	14	8	-43,1	107	123	15,2
Transferências correntes	24	17	-27,4	28	34	20,8
Investimento	0	1	89,7	53	57	8,0
Saldo global	90	100	-	160	209	-

Fonte: DGO.

¹ Dentro da Lei das Finanças Locais, encontram-se o Fundo de Equilíbrio Financeiro, o Fundo Social Municipal e a Participação IRS.

Dívida Pública

Dívida Pública das Administrações Públicas (ótica de Maastricht)

De acordo com os dados publicados pelo Banco de Portugal, a dívida das Administrações Públicas (critério de Maastricht) em 2018 atingiu 244.931 milhões de euros, o que representa um aumento de 2.127 milhões de euros face ao ano anterior e uma redução de 6.545 milhões de euros face a novembro. Nesse sentido, no final de 2018, atingiu 121,5% do PIB, uma diminuição de 3,2 p.p. do PIB face a 2017.

Adicionalmente, os depósitos detidos pelas AP atingiram os 16.630 milhões de euros no final de dezembro, o que corresponde a uma diminuição de 9.800 milhões de euros em relação ao mês anterior e de 3.201 milhões de euros face ao final de 2017.

Quadro 2.13. Dívida das Administrações Públicas
(milhões de euros)

	2017 dez	2018 nov	2018 dez
Administrações Públicas	242 804	251 476	244 931
<i>Por subsector:</i>			
Administração Central	247 984	257 289	251 519
Administração Regional e Local	10 348	10 261	10 222
Segurança Social	1	1	2
Consolidação entre subsectores	15 528	16 075	16 812
<i>por memória:</i>			
Depósitos da Administração Central	14 735	20 797	12 241
Depósitos das Administrações Públicas	19 831	26 430	16 630

Fonte: Banco de Portugal.

Dívida não Financeira das Administrações Públicas

A dívida não financeira das Administrações Públicas atingiu 2.178 milhões de euros em janeiro, o que representa um aumento de 447 milhões de euros em comparação com o mês anterior. A variação mensal resultou do aumento da dívida nos diferentes subsectores, nomeadamente 283 milhões de euros na Administração Central, 116 milhões de euros na Administração Local e 48 milhões de euros na Administração Regional.

Quadro 2.14. Dívida não Financeira das AP
(milhões de euros)

	2017 dez	2018 dez	2019 jan
Administrações Públicas	1 670	1 730	2 178
<i>Por subsector:</i>			
Administração Central	373	553	837
Administração Regional	294	197	245
Administração Local	1 002	980	1 096
Segurança Social	0	0	0

Fonte: DGO.

Os pagamentos em atraso das Administrações Públicas atingiram 741 milhões de euros em janeiro, ou seja, mais 34 milhões que no mês anterior. Esta evolução deve-se, sobretudo, ao aumento verificado nos hospitais E.P.E. (47 milhões de euros) e nas empresas públicas reclassificadas (5 milhões). É ainda de referir a diminuição no subsector da Administração Local (14 milhões) e Regional (2 milhões).

Quadro 2.15. Pagamentos em Atraso
(milhões de euros)

	2017 dez	2018 dez	2019 jan
Administrações Públicas	1 074	707	741
<i>Por subsector:</i>			
Administração Central (excl. saúde)	16	18	17
SNS	7	2	1
Hospitais EPE	837	484	530
Empresas Públicas Reclassificadas	12	12	17
Administração Regional	98	100	98
Administração Local	104	91	78
Segurança Social	0	0	0
Outras Entidades	1	0	0
Empresas públicas não reclassificadas	1	0	0
Adm. Públicas e outras entidades	1 075	708	741

Fonte: DGO.

Dívida Direta do Estado

Em janeiro, a dívida direta do Estado atingiu 246.827 milhões de euros, mais 1.268 milhões de euros que no final do mês anterior. A dívida após cobertura cambial fixou-se em 246.265 milhões de euros.

A emissão sindicada da nova OT benchmark a 10 anos (OT1,95%Jun2029), no montante nominal de 4.000 milhões, mais do que compensou a amortização líquida de CEDIC (1.839 milhões de euros) e de Bilhetes do Tesouro (993 milhões de euros).

Quadro 2.16. Movimento da Dívida Direta do Estado
(milhões de euros)

	31/dez/18	2019 jan			31/jan/19
	Saldo	Emissões	Amortiz.	Outros	Saldo
Transacionável	152 998	5 882	2 885	0	155 995
da qual: Bilhetes do Tesouro	13 660	1 892	2 885	0	12 667
da qual: Obrigações Tesouro	125 095	3 990	0	10	129 095
Não Transacionável	40 932	1 566	3 294	0	39 203
da qual: Cert.Aforro e do Tesouro	28 289	412	289	0	28 413
da qual: CEDIC e CEDIM	8 551	1 042	2 881	0	6 712
Prog. de Ajustamento Económico	51 628	0	0	0	51 628
Total	245 558	7 447	6 179	0	246 827

Fonte: IGCP.

Emissões e Amortizações de Dívida

No dia 13 de fevereiro de 2019, Portugal realizou um leilão da OT com maturidade em junho de 2029 (OT 1.95%Jun2029) tendo colocado 705 milhões de euros à taxa de 1,568%. No mesmo dia realizou um leilão da OT com maturidade em abril de 2034 (OT 2,25%abr2034), colocando 295 milhões de euros, à taxa de 2,045%.

No dia 20 fevereiro, Portugal realizaram-se dois leilões de Bilhetes do Tesouro, com as seguintes características:

- 850 milhões de euros (fase competitiva) com maturidade de 12 meses, a uma taxa média -0,363% e preço de 100,333%; e
- 150 milhões de euros a três meses, a uma taxa média de -0,389% e preço de 100,091%.

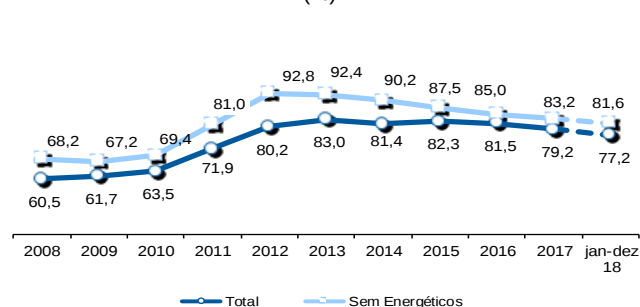
A 31 de janeiro, o IGCP, E.P.E. efetuou uma oferta de troca da OT 4,8%Jun2020, ao preço de 106,87%, pela OT 2,125%out2028, ao preço de 105,67%, no valor total de 702 milhões de euros.

3. Comércio Internacional ^[1]

Evolução global ^[2]

De acordo com os resultados preliminares recentemente divulgados pelo Instituto Nacional de Estatística, no ano de 2018, as exportações de mercadorias cresceram, em termos homólogos, 5,3% enquanto as importações aumentaram 8% ^[3]. Nesse período, o défice da balança comercial de mercadorias (fob/cif) agravou-se 18,5%. Excluindo os produtos energéticos, as exportações cresceram 5,6% e as importações 7,6% (Quadro 3.1).

Figura 3.1. Evolução da Taxa de Cobertura (fob/cif) das Importações pelas Exportações de Mercadorias (%)



Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional de Mercadorias do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação.

Quadro 3.1. Evolução da Balança Comercial (valores acumulados)

Intra + Extra-UE (milhões de Euros)	janeiro a dezembro			VH	
	2017	2018	VH	Últimos 3 meses	Últimos 12 meses
Exportações (fob)	55 029	57 925	5,3	1,4	5,3
Importações (cif)	69 489	75 054	8,0	8,7	8,0
Saldo (fob-cif)	-14 460	-17 130	18,5	34,8	18,5
Cobertura (fob/cif)	79,2	77,2	-	-	-
Sem energéticos:					
Exportações (fob)	51 042	53 894	5,6	3,1	5,6
Importações (cif)	61 384	66 036	7,6	10,1	7,6
Saldo (fob-cif)	-10 342	-12 142	17,4	43,6	17,4
Cobertura (fob/cif)	83,2	81,6	-	-	-
Extra-UE (milhões de Euros)					
	janeiro a dezembro			VH	
	2017	2018	VH	Últimos 3 meses	Últimos 12 meses
Exportações (fob)	14 272	13 881	-2,7	-7,0	-2,7
Importações (cif)	16 379	18 206	11,2	8,7	11,2
Saldo (fob-cif)	-2 107	-4 325	105,3	163,4	105,3
Cobertura (fob/cif)	87,1	76,2	-	-	-

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional de Mercadorias do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação.

Notas:

Exportações: somatório das exportações para o espaço comunitário com as exportações para os Países Terceiros. Importações: somatório das importações com origem nos países comunitários com as importações provenientes dos Países Terceiros.

No ano de 2018, as exportações representaram 77,2% das importações, o que se traduziu num decréscimo de 2 p.p. na taxa de cobertura das importações pelas exportações, face ao período homólogo. Excluindo os produtos energéticos, as exportações passaram a representar 81,6% das importações (-1,6 p.p. que em igual período do ano transato).

Quadro 3.2. Balança Comercial: mês de dezembro

janeiro a dezembro	Valores em milhões de Euros		
	2017	2018	TVH
Intra+Extra UE			
Exportações (fob)	55 029	57 925	5,3
Importações (cif)	69 489	75 054	8,0
Saldo (fob-cif)	-14 460	-17 130	18,5
Cobertura (fob/cif)	79,2	77,2	-
Intra UE			
Exportações (fob)	40 757	44 044	8,1
Importações (cif)	53 110	56 848	7,0
Saldo (fob-cif)	-12 353	-12 804	3,7
Cobertura (fob/cif)	76,7	77,5	-
Extra UE			
Exportações (fob)	14 272	13 881	-2,7
Importações (cif)	16 379	18 206	11,2
Saldo (fob-cif)	-2 107	-4 325	105,3
Cobertura (fob/cif)	87,1	76,2	-

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação.

Nota:

Exportações: somatório das exportações para o espaço comunitário com as exportações para os Países Terceiros. Importações: somatório das importações com origem nos países comunitários com as importações provenientes dos Países Terceiros.

No ano de 2018, o défice da balança comercial de mercadorias Intra UE agravou-se 3,7% em termos homólogos, com as exportações de mercadorias a crescerem 8,1% e as importações a aumentarem 7%. O défice da balança comercial de mercadorias Extra UE agravou-se 105,3% (Quadro 3.2).

Quadro 3.3. Evolução Mensal e Trimestral

Intra+Extra UE (milhões de Euros)	IMPORTAÇÕES (Cif)			EXPORTAÇÕES (Fob)		
	2017	2018	TVH	2017	2018	TVH
jan	5 375	5 977	11,2	4 328	4 775	10,3
fev	5 179	5 608	8,3	4 347	4 608	6,0
mar	6 202	6 270	1,1	5 229	4 948	-5,4
abr	5 444	6 132	12,6	4 115	4 845	17,7
mai	6 342	6 327	-0,2	4 863	5 175	6,4
jun	5 860	6 868	17,2	4 744	5 185	9,3
jul	5 800	6 568	13,2	4 665	5 319	14,0
ago	5 312	5 728	7,8	3 954	4 042	2,2
set	5 902	5 937	0,6	4 650	4 699	1,1
out	6 409	6 775	5,7	4 870	5 134	5,4
nov	6 114	6 895	12,8	5 204	4 838	-7,0
dez	5 553	5 972	7,5	4 060	4 356	7,3
1º Trim	16 755	17 855	6,6	13 905	14 332	3,1
2º Trim	17 645	19 326	9,5	13 722	15 205	10,8
3º Trim	17 013	18 232	7,2	13 268	14 060	6,0
4º Trim	18 076	19 641	8,7	14 135	14 328	1,4

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional de Mercadorias do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação.

Nota:

Exportações: somatório das exportações para o espaço comunitário com as exportações para os Países Terceiros. Importações: somatório das importações com origem nos países comunitários com as importações provenientes dos Países Terceiros.

[1] Informação mais desagregada pode ser consultada em www.gee.min-economia.pt ("Síntese Estatística do Comércio Internacional, nº2/2019").

[2] Os dados de base do comércio internacional (Intra e Extra UE) divulgados para o mês de dezembro de 2018 correspondem a uma versão preliminar. Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas (valor das transações das empresas para as quais o INE não recebeu ainda informação) assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação (valor anual das operações intracomunitárias abaixo do qual os operadores são dispensados da declaração periódica estatística Intrastat, limitando-se à entrega da declaração periódica fiscal: no caso de Portugal, 350 mil euros para as importações da UE e 250 mil para as exportações para a UE, em 2018). Por outro lado, a atual metodologia considera, para além do confronto regular entre as declarações Intrastat e do IVA, a comparação com os dados com a IES.

[3] Exportações: somatório das exportações para o espaço comunitário com as exportações para os Países Terceiros. Importações: somatório das importações com origem nos países comunitários com as importações provenientes dos Países Terceiros.

Exportações de Mercadorias

No ano de 2018, as exportações de mercadorias cresceram, em termos homólogos, 5,3%. Excluindo os produtos energéticos, registou-se um crescimento de 5,6%.

Entre janeiro e dezembro de 2018, destaca-se o contributo positivo dos produtos “Material de transp. terrestre e suas partes” (3,1 p.p.), seguido do contributo das “Produtos acabados diversos” e dos “Minérios e metais” (ambos com 0,6 p.p.). As “Máquinas e aparelhos e suas partes” são o grupo de produtos que maior peso tem nas exportações de mercadorias (14,3%). Seguem-se os “Material de transp. terrestre e suas partes” (13,5%), “Agroalimentares” (12,3%) e “Químicos” (12,2%).

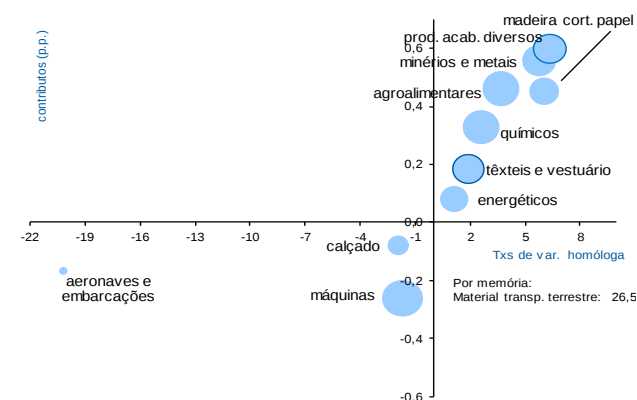
A Figura 3.2 apresenta os contributos dos diversos grupos de produtos para o crescimento das exportações no último ano a terminar em dezembro de 2018.

Nesse período, a maioria dos grupos de produtos contribuiu positivamente para o crescimento das exportações de mercadorias (5,3%). Mais uma vez, os produtos relativos aos “Material de transp. terrestre e suas partes” foram os que mais contribuíram para este comportamento (3,1 p.p.). De destacar ainda o contributo positivo dos “Produtos acabados diversos” e das “Minérios e metais” (ambos com 0,6 p.p., respetivamente).

De referir, ainda, os contributos dos “Agroalimentares”, “Madeira, cortiça e papel” (ambos com 0,5 p.p.), para o crescimento das exportações de mercadorias.

Figura 3.2. Contributos para o Crescimento das Exportações por Grupos de Produtos (p.p.)

Últimos 12 meses a terminar em dezembro de 2018 (Total: 5,3%)



Fonte: Quadro 3.4. Exportações de Mercadorias por Grupos de Produtos.

Nota:

A dimensão dos círculos representa o peso relativo de cada grupo de produtos no total das exportações no período em análise.

Quadro 3.4. Exportações * de Mercadorias por Grupos de Produtos

(Fob)

Intra + Extra UE

Grupos de Produtos	Milhões de Euros		Estrutura (%)				Tax. variação e contributos			
			Anual		jan-dez		últimos 12 meses ^[1]		jan-dez	
	2017	2018	2017	2018	2017	2018	VH ^[2]	contrib. p.p. ^[3]	VH	contrib. p.p. ^[3]
Total das Exportações	55 029	57 925	100,0	100,0	100,0	100,0	5,3	5,3	5,3	5,3
Agro-alimentares	6 885	7 138	11,5	12,5	12,5	12,3	3,7	0,5	3,7	0,5
Energéticos	3 987	4 031	8,3	7,2	7,2	7,0	1,1	0,1	1,1	0,1
Químicos	6 915	7 095	12,5	12,6	12,6	12,2	2,6	0,3	2,6	0,3
Madeira, cortiça e papel	4 149	4 398	8,1	7,5	7,5	7,6	6,0	0,5	6,0	0,5
Têxteis, vestuário e seus acessórios	5 271	5 373	9,2	9,6	9,6	9,3	1,9	0,2	1,9	0,2
Calçado, peles e couros	2 285	2 241	4,0	4,2	4,2	3,9	-1,9	-0,1	-1,9	-0,1
Minérios e metais	5 340	5 647	11,7	9,7	9,7	9,7	5,8	0,6	5,8	0,6
Máquinas e aparelhos e suas partes	8 430	8 286	15,3	15,3	15,3	14,3	-1,7	-0,3	-1,7	-0,3
Material de transp. terrestre e suas partes	6 138	7 848	11,1	11,2	11,2	13,5	27,9	3,1	27,9	3,1
Aeronaves, embarcações e suas partes	452	361	0,5	0,8	0,8	0,6	-20,2	-0,2	-20,2	-0,2
Produtos acabados diversos	5 179	5 508	7,7	9,4	9,4	9,5	6,4	0,6	6,4	0,6

Por memória:

Total sem energéticos	51042	53 894	91,7	92,8	92,8	93,0	5,6	5,2	5,6	5,2
-----------------------	-------	--------	------	------	------	------	-----	-----	-----	-----

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional de Mercadorias do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de

Notas:

Exportações: somatório das exportações para o espaço comunitário com as exportações para os Países Terceiros.

[1] Últimos 12 meses a terminar em dezembro de 2018.

[2] $(\text{jan } 18 - \text{dez } 17) / (\text{jan } 17 - \text{dez } 16) \times 100 - 100$.

[3] Contributos para a taxa de crescimento das exportações - análise shift-share: $(TVH) \times (\text{peso no período homólogo anterior}) \div 100$.

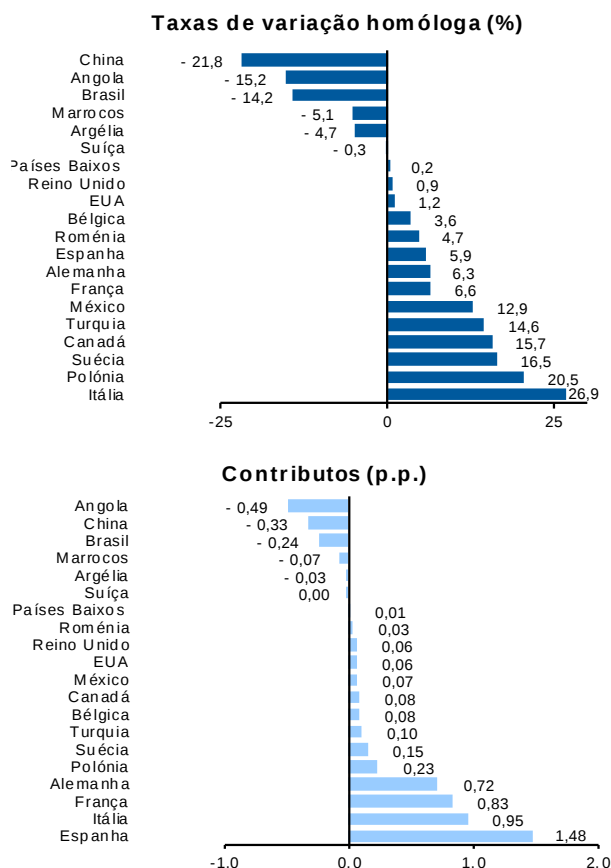
No ano de 2018, as exportações para a UE cresceram 8,1%, em termos homólogos. As exportações com destino aos países da UE-15 registaram um crescimento homólogo de 7,2% e as exportações com destino aos Países do Alargamento 22,8%. As exportações para países terceiros perderam 2,7%, em termos homólogos (Quadro 3.5).

As exportações de mercadorias para Espanha (1,5 p.p.) foram as que registaram o maior contributo Intra UE-15 para o crescimento das exportações, seguidas das exportações para Itália (1 p.p.), França e Alemanha (0,8 p.p. e 0,7 p.p., respetivamente).

No último ano a terminar em dezembro de 2018, as exportações para os países Intra UE cresceram 8,1%, em termos homólogos. As exportações com destino aos países da UE-15 registaram um crescimento homólogo de 7,2%. As exportações para Espanha (1,5 p.p.) e Itália (1 p.p.) foram as que mais contribuíram para o crescimento das exportações. Entre os países terceiros, destaca-se o crescimento homólogo das exportações para o Canadá (15,7%), Turquia (14,6%) e México (12,9%). No mesmo período, destaca-se o decréscimo das exportações com destino ao China (21,8%), Angola (15,2%) e Brasil (14,2 %), ainda que com um impacto pouco expressivo na variação homóloga das exportações totais (Figura 3.3).

Figura 3.3. Taxas de Crescimento das Exportações para uma Seleção de Mercados e Contributos

Últimos 12 meses a terminar em dezembro de 2018



Fonte: Quadro 3.5. Evolução das Exportações de Mercadorias com destino a uma Seleção de Mercados

Quadro 3.5. Evolução das Exportações de Mercadorias com Destino a uma Seleção de Mercados

Destino	Intra + Extra-UE (Fob)		Estrutura (%)				Taxas de variação e contributos			
	jan-dez		anual		jan-dez		12 meses ^[1]		jan-dez	
	2017	2018	2017	2018	2017	2018	VH ^[2]	contrib. p.p. ^[3]	VH	contrib. p.p. ^[3]
	2017	2018	2017	2018	2017	2018	VH ^[2]	contrib. p.p. ^[3]	VH	contrib. p.p. ^[3]
TOTAL	55 029	57 925	100,0	100,0	100,0	100,0	5,3	5,3	5,3	5,3
Intra UE	40 757	44 044	71,1	74,1	74,1	76,0	8,1	6,0	8,1	6,0
dos quais:										
UE-15	38 588	41 381	67,8	70,1	70,1	71,4	7,2	5,1	7,2	5,1
Espanha	13 861	14 676	22,5	25,2	25,2	25,3	5,9	1,5	5,9	1,5
França	6 888	7 345	11,8	12,5	12,5	12,7	6,6	0,8	6,6	0,8
Alemanha	6 256	6 652	11,4	11,4	11,4	11,5	6,3	0,7	6,3	0,7
Reino Unido	3 644	3 677	5,3	6,6	6,6	6,3	0,9	0,1	0,9	0,1
Países Baixos	2 209	2 213	4,1	4,0	4,0	3,8	0,2	0,0	0,2	0,0
Itália	1 949	2 473	3,7	3,5	3,5	4,3	26,9	10	26,9	10
Bélgica	1 276	1 322	3,1	2,3	2,3	2,3	3,6	0,1	3,6	0,1
Suécia	499	581	1,0	0,9	0,9	1,0	16,5	0,1	16,5	0,1
Roménia	392	411	0,6	0,7	0,7	0,7	4,7	0,0	4,7	0,0
Alargamento	2 169	2 663	3,2	3,9	3,9	4,6	22,8	0,9	22,8	0,9
Polónia	630	759	0,9	1,1	1,1	1,3	20,5	0,2	20,5	0,2
Extra UE	14 272	13 881	28,9	25,9	25,9	24,0	-2,7	-0,7	-2,7	-0,7
dos quais:										
EUA	2 844	2 878	4,1	5,2	5,2	5,0	1,2	0,1	1,2	0,1
Angola	1 787	1 515	6,6	3,2	3,2	2,6	-15,2	-0,5	-15,2	-0,5
Brasil	944	810	1,5	1,7	1,7	1,4	-14,2	-0,2	-14,2	-0,2
China	842	659	1,7	1,5	1,5	1,1	-21,8	-0,3	-21,8	-0,3
Marrocos	730	693	1,0	1,3	1,3	1,2	-5,1	-0,1	-5,1	-0,1
Suíça	579	577	0,9	1,1	1,1	1,0	-0,3	0,0	-0,3	0,0
Turquia	385	442	0,8	0,7	0,7	0,8	14,6	0,1	14,6	0,1
Canadá	296	342	0,4	0,5	0,5	0,6	15,7	0,1	15,7	0,1
Argélia	295	282	0,9	0,5	0,5	0,5	-4,7	0,0	-4,7	0,0
México	284	321	0,4	0,5	0,5	0,6	12,9	0,1	12,9	0,1
Por memória:										
OPEP ^[4]	2 597	2 223	9,2	4,7	4,7	3,8	-14,4	-0,7	-14,4	-0,7
PALOP	2 382	2 110	8,0	4,3	4,3	3,6	-11,4	-0,5	-11,4	-0,5
EFTA	775	760	1,1	1,4	1,4	1,3	-1,9	0,0	-1,9	0,0

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional de Mercadorias do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação.

Notas:

Exportações: somatório das exportações para o espaço comunitário com as exportações para os Países Terceiros.

Países ordenados por ordem decrescente de valor no ano de 2017.

[1] Últimos 12 meses a terminar em dezembro de 2018.

[2] $(\text{jan } 18 - \text{dez } 17) / (\text{jan } 17 - \text{dez } 17) \times 100 = \%$

[3] Contributos para a taxa de crescimento das exportações - análise shift-share: $(TVH) \times (\text{peso no período homólogo anterior}) + \%$

[4] Inclui Angola.

Importações de Mercadorias

De janeiro a dezembro de 2018, as importações de mercadorias registaram uma variação homóloga positiva de 8% (Quadro 3.6).

Destaca-se o contributo das importações dos grupos de produtos “Máquinas e aparelhos e suas partes” (1,8 p.p.), “Químicos” (1,5 p.p.), “Energéticos” (1,3 p.p.) e “Material de transp. Terrestre e suas partes” (1,1 p.p.) para o crescimento das importações no ano de 2018.

A UE-28 mantém-se como principal mercado de origem das importações portuguesas (75,7%).

No ano de 2018, as importações de mercadorias provenientes do mercado comunitário cresceram, em termos homólogos, 7%, com as provenientes dos países da UE-15 a crescerem 6,9% e as provenientes dos países do Alargamento 9,4%.

As importações de mercadorias provenientes de países terceiros cresceram 11,2%, em termos homólogos. A China destaca-se como sendo o principal mercado extracomunitário de origem das importações de mercadorias (3,1% do total). Seguem-se o EUA (1,8%), a Rússia (1,7%) e o Brasil (1,3%).

Quadro 3.6. Importações de Mercadorias por Grupos de Produtos e sua Distribuição por uma Seleção de Mercados

Grupos de Produtos	10 ⁶ Euros (Cif)		Estrutura (%)				Taxas de variação e contributos			
			Anual		jan-dez		12 meses ^[1]		jan-dez	
	2017	2018	2017	2018	2017	2018	VH ^[2]	contrib. p.p. ^[3]	VH	contrib. p.p. ^[3]
TOTAL DAS IMPORTAÇÕES	69 489	75 054	100,0	100,0	100,0	100,0	8,0	8,0	8,0	8,0
Grupos de Produtos										
Agro-alimentares	10 632	10 987	15,5	15,3	15,3	14,6	3,3	0,5	3,3	0,5
Energéticos	8 105	9 039	20,8	11,7	11,7	12,0	11,3	1,3	11,3	1,3
Químicos	11 134	12 164	16,4	16,0	16,0	16,2	9,3	1,5	9,3	1,5
Madeira, cortiça e papel	2 208	2 391	3,1	3,2	3,2	3,2	8,3	0,3	8,3	0,3
Têxteis, Vestuário e seus acessórios	4 215	4 386	5,6	6,1	6,1	5,8	4,1	0,2	4,1	0,2
Calçado, peles e couros	16 116	16 466	2,1	2,3	2,3	2,2	1,9	0,0	1,9	0,0
M inérios e metais	5 944	6 476	8,2	8,6	8,6	8,6	8,9	0,8	8,9	0,8
M áquinas e aparelhos e suas partes	12 010	13 262	14,8	17,3	17,3	17,7	10,4	1,8	10,4	1,8
M aterial de transp. terrestre e suas partes	8 529	9 261	7,8	12,3	12,3	12,3	8,6	1,1	8,6	1,1
Aeronaves, embarcações e suas partes	897	962	0,6	1,3	1,3	1,3	7,2	0,1	7,2	0,1
Produtos acabados diversos	4 199	4 501	5,1	6,0	6,0	6,0	7,2	0,4	7,2	0,4
Total sem energéticos	61384	66 036	79,2	88,3	88,3	88,0	7,6	6,7	7,6	6,7
Mercados de origem										
Intra UE	53 110	56 848	71,5	76,4	76,4	75,7	7,0	5,4	7,0	5,4
dos quais:										
UE-15	50 593	54 094	68,8	72,8	72,8	72,1	6,9	5,0	6,9	5,0
Espanha	22 453	23 611	31,8	32,3	32,3	31,5	5,2	1,7	5,2	1,7
Alemanha	9 504	10 401	11,3	13,7	13,7	13,9	9,4	1,3	9,4	1,3
França	5 105	5 734	6,6	7,3	7,3	7,6	12,3	0,9	12,3	0,9
Itália	3 771	3 998	5,2	5,4	5,4	5,3	6,0	0,3	6,0	0,3
Países Baixos	3 735	3 901	4,8	5,4	5,4	5,2	4,5	0,2	4,5	0,2
Bélgica	1 926	2 162	2,5	2,8	2,8	2,9	12,2	0,3	12,2	0,3
Reino Unido	1 863	1 902	3,0	2,7	2,7	2,5	2,1	0,1	2,1	0,1
Polónia	843	880	0,7	1,2	1,2	1,2	4,3	0,1	4,3	0,1
Suécia	655	710	1,0	0,9	0,9	0,9	8,4	0,1	8,4	0,1
Alargamento	2 517	2 754	2,7	3,6	3,6	3,7	9,4	0,3	9,4	0,3
Extra UE	16 379	18 206	28,5	23,6	23,6	24,3	11,2	2,6	11,2	2,6
dos quais:										
China	2 051	2 350	2,5	3,0	3,0	3,1	14,6	0,4	14,6	0,4
Rússia	1 577	1 295	0,8	2,3	2,3	1,7	-17,9	-0,4	-17,9	-0,4
Brasil	1 219	1 006	2,4	1,8	1,8	1,3	-17,5	-0,3	-17,5	-0,3
EUA	994	1 384	1,7	1,4	1,4	1,8	39,2	0,6	39,2	0,6
Azerbaijão	689	737	0,9	1,0	1,0	1,0	7,0	0,1	7,0	0,1
Turquia	664	884	0,6	1,0	1,0	1,2	33,3	0,3	33,3	0,3
Índia	622	668	0,6	0,9	0,9	0,9	7,5	0,1	7,5	0,1
Arábia Saudita	589	713	1,6	0,8	0,8	1,0	21,2	0,2	21,2	0,2
Cazaquistão	509	770	1,3	0,7	0,7	1,0	51,4	0,4	51,4	0,4
Coreia do Sul	400	497	0,3	0,6	0,6	0,7	24,1	0,1	24,1	0,1
Guiné Equatorial	394	487	0,8	0,6	0,6	0,6	23,6	0,1	23,6	0,1
Colômbia	367	303	0,5	0,5	0,5	0,4	-17,6	-0,1	-17,6	-0,1
Singapura	358	56	0,0	0,5	0,5	0,1	-84,3	-0,4	-84,3	-0,4
OPEP ^[4]	1 883	2 967	9,5	2,7	2,7	4,0	57,6	1,6	57,6	1,6
EFTA	367	485	0,9	0,5	0,5	0,6	32,1	0,2	32,1	0,2
PALOP	336	984	3,2	0,5	0,5	1,3	193,0	0,9	193,0	0,9

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas do Comércio Internacional do INE (últimas versões disponíveis à data da publicação para o período considerado). Os dados do comércio intracomunitário incluem estimativas para as não respostas assim como para as empresas que se encontram abaixo dos limiares de assimilação.

Notas:

Importações: somatório das importações de mercadorias provenientes da UE com as importações de Países Terceiros.

Países ordenados por ordem decrescente de valor no ano de 2017.

[1] Últimos 12 meses a terminar em dezembro de 2018.

[2] (jan 18-dez 18)/(jan 17-dez 17) x 100 - 100.

[3] Contributos para a taxa de crescimento das importações - análise shift-share: (TVH) x (peso no período do homólogo anterior) + 100.

[4] Inclui Angola.

Comércio Internacional de Bens e Serviços

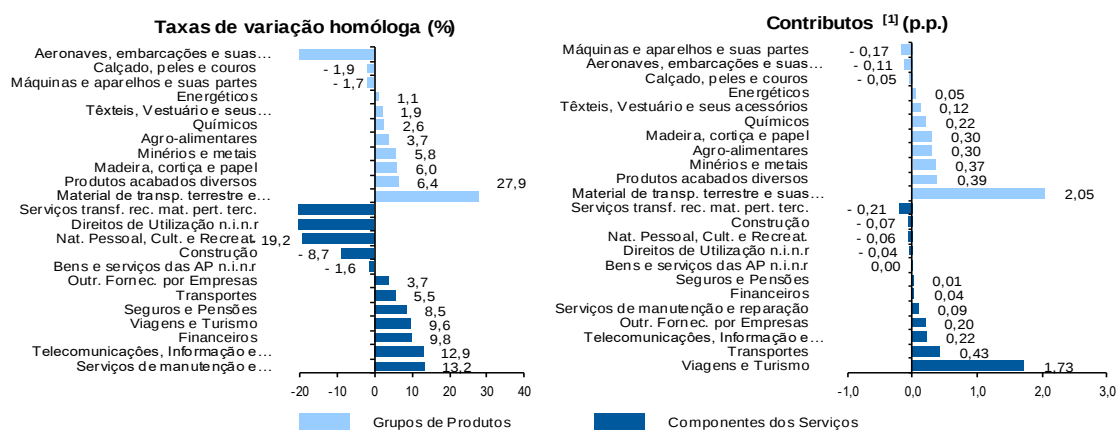
De acordo com os dados divulgados para a Balança de Pagamentos para o mês de dezembro de 2018, no ano de 2018, as “Exportações” (crédito) de Bens e Serviços registaram um crescimento homólogo de 5,8%. A componente dos Bens contribuiu positivamente (3,5 p.p.) para o crescimento das “exportações” totais.

A componente dos Serviços representou 36,1% do total das “Exportações” e contribuiu positivamente (2,3 p.p.) para o seu crescimento. Do lado das “Importações” (débito) o peso desta componente foi de 17,8% no total e o seu comportamento reforçou o crescimento das “Importações” totais (7,9%) em 1,1 p.p., (Quadro 3.7).

No painel esquerdo da Figura 3.4 compara-se o crescimento homólogo das diferentes categorias de Bens e de Serviços no último ano a terminar em dezembro de 2018, com base em dados do INE para as “Exportações” de Bens (Grupos de Produtos) e do Banco de Portugal para as “Exportações” de Serviços. O painel direito mostra os contributos para a taxa de crescimento das “Exportações” de Bens e Serviços.

No período em análise, destacou-se o contributo positivo dos produtos “Material de transp. terrestre e suas partes” (2,05 p.p.) e dos “Produtos acabados diversos” (0,39 p.p.). Na componente dos serviços, continuam a destacar-se os contributos das rubricas de Viagens e Turismo (1,73 p.p.) e Transportes (0,43 p.p.).

Figura 3.4. Taxas de Crescimento das "Exportações" de Bens e Serviços e Contributos das Componentes
Último ano a terminar em dezembro de 2018



Fonte: Cálculos do GEE com base em dados do Banco de Portugal, para as Exportações de Bens e Serviços, e do INE, para o cálculo da estrutura das exportações de Bens. A distribuição do contributo das Exportações de Bens (dados da Balança de Pagamentos, Banco de Portugal) pelos grupos de produtos segue a estrutura implícita na base de dados do Comércio Internacional de Mercadorias do INE para as Exportações de Bens (somatório das Exportações de mercadorias para a UE com as Exportações para Países Terceiros).

[1] Contributos - análise shift-share: TVH x Peso no período homólogo anterior + 100. O somatório corresponde à TVH das Exportações de Bens e Serviços nos últimos 12 meses, de acordo com as estatísticas da Balança de Pagamentos do Banco de Portugal (5,8%).

Quadro 3.7. Comércio Internacional de Bens e Serviços (Componentes dos Serviços)

Valores em milhões de Euros											
	jan-dez		Estrutura (%)				Taxas de variação e contributos				
	2017	2018	Anual		jan-dez		média anual 12-17	12 meses ^[1]		jan-dez	
			2012	2017	2017	2018		VH ^[2]	contrib. p.p. ^[3]	VH	contrib. p.p. ^[3]
CRÉDITO (Exportações)											
Bens e Serviços	84 316	89 222	100,0	100,0	100,0	100,0	5,5	5,8	5,8	5,8	
Bens	54 046	56 973	68,8	64,1	64,1	63,9	4,0	5,4	3,5	5,4	
Serviços	30 270	32 249	31,2	35,9	35,9	36,1	8,6	6,5	2,3	6,5	
Serv. transf. rec. mat. pert. terc.	420	245	0,6	0,5	0,5	0,3	3,3	-41,6	-0,2	-41,6	
Serv. de manutenção e reparação	594	673	0,6	0,7	0,7	0,8	8,1	13,2	0,1	13,2	
Transportes	6 548	6 911	8,0	7,8	7,8	7,7	4,9	5,5	0,4	5,5	
Viagens e Turismo	15 153	16 614	13,4	13,0	13,0	13,6	12,0	9,6	1,7	9,6	
Construção	643	587	0,9	0,8	0,8	0,7	2,7	-8,7	-0,1	-8,7	
Seguros e Pensões	34	345	0,2	0,2	0,2	0,2	4,6	8,5	0,0	8,5	
Financiários	345	379	0,7	0,4	0,4	0,4	-4,4	9,8	0,0	9,8	
Direitos de Utilização n.i.n.r	341	140	0,1	0,2	0,2	0,1	27,8	-21,9	0,0	-21,9	
Telecom., Informação e Informática	1433	1638	1,5	1,7	1,7	1,8	8,8	12,9	0,2	12,9	
Outr. Fornec. por Empresas	4433	4598	4,6	5,3	5,3	5,2	8,3	3,7	0,2	3,7	
Nat. Pessoal, Cult. e Recreat.	285	230	0,4	0,3	0,3	0,3	0,6	-19,2	-0,1	-19,2	
Bens e serviços das AP n.i.n.r	141	139	0,3	0,2	0,2	0,2	-8,0	-1,6	0,0	-1,6	
DÉBITO (Importações Fob)											
Bens e Serviços	80 805	87 211	100,0	100,0	100,0	100,0	4,7	7,9	7,9	7,9	
Bens	66 154	71 681	83,5	81,9	81,9	82,2	4,3	8,4	6,8	8,4	
Serviços	14 651	15 530	16,5	18,1	18,1	17,8	6,8	6,0	1,1	6,0	
Serv. transf. rec. mat. pert. terc.	15	7	0,0	0,0	0,0	0,0	-12,0	-51,1	0,0	-51,1	
Serv. de manutenção e reparação	441	409	0,4	0,5	0,5	0,5	14,3	-7,3	0,0	-7,3	
Transportes	3 604	3 898	4,7	4,5	4,5	4,5	3,7	8,2	0,4	8,2	
Viagens e Turismo	4 293	4 704	4,6	5,3	5,3	5,4	7,8	9,6	0,5	9,6	
Construção	115	121	0,2	0,1	0,1	0,1	2,5	5,4	0,0	5,4	
Seguros e Pensões	397	433	0,4	0,5	0,5	0,5	6,8	4,0	0,0	4,0	
Financiários	445	475	0,9	0,6	0,6	0,5	-5,9	6,8	0,0	6,8	
Direitos de Utilização n.i.n.r	767	697	0,6	0,9	0,9	0,8	14,3	-9,2	-0,1	-9,2	
Telecom., Informação e Informática	922	981	1,2	1,1	1,1	1,1	4,6	6,4	0,1	6,4	
Outr. Fornec. por Empresas	3 283	3 428	2,7	4,1	4,1	3,9	14,1	4,4	0,2	4,4	
Nat. Pessoal, Cult. e Recreat.	231	244	0,7	0,3	0,3	0,3	-12,9	6,0	0,0	6,0	
Bens e serviços das AP n.i.n.r	139	153	0,1	0,2	0,2	0,2	11,3	10,4	0,0	10,4	

Fonte: GEE, com base nos dados das estatísticas da Balança de Pagamentos do Banco de Portugal.

Notas:

Valores Fob para a Importação de bens.

[1] 12 meses até dezembro de 2018.

[2] Contributos para a taxa de crescimento - Análise shift-share: (TVH) x (peso no período homólogo anterior) + 100. Medem a proporção de crescimento das Exportações/Importações atribuível a cada categoria especificada.

Destaques

A Tesouraria do Estado

O Regime de tesouraria do Estado (RTE) foi estabelecido pelo Decreto-Lei n.º 191/99, de 5 de junho, e define como objetivos a centralização dos fundos públicos na tesouraria do Estado e a sua otimização. Este diploma definiu o princípio da Unidade da Tesouraria do Estado (UTE), segundo o qual todos os movimentos de fundos públicos deverão ser efetuados através de contas bancárias da tesouraria do Estado, a partir das quais as entidades detentoras desses fundos promovem as respetivas operações de cobrança e pagamento e onde mantêm depositados as suas disponibilidades de tesouraria. Em 2007, com a publicação do Decreto-Lei n.º 273/2007, de 30 de julho, deu-se mais um passo no RTE, ao integrar-se a tesouraria do Estado no IGCP. A gestão integrada das aplicações dos excedentes de tesouraria com a dívida pública permitiu uma visão conjunta dos ativos e passivos do Estado, a otimização dos resultados financeiros, a melhoria do controlo dos riscos de crédito e liquidez e a redução do saldo da dívida pública. O modelo tinha ainda como objetivos adicionais um maior nível de especialização técnica, a redução de assimetrias de informação, o reforço da capacidade negocial perante o sistema financeiro e a minimização dos riscos operacionais.

Com o intuito de responder cabalmente às novas funções, o IGCP:

- adotou um modelo de benchmark, que permitia aferir de uma forma integrada o risco inerente às operações ativas e passivas, e normas orientadoras aprovadas pela tutela para o risco de refinanciamento, risco de taxa de juro e risco de crédito;
- alterou os produtos financeiros oferecidos às entidades públicas, através da flexibilização das condições de colocação, assegurando taxas de remuneração em função do custo marginal da dívida;
- passou a prestar de serviços bancários comuns, com a exceção de concessão de crédito;
- assegurou operações de back office que permitissem pagamentos, recebimentos, contabilização e controlo de todos os movimentos da Tesouraria Central do Estado.

Adicionalmente, em 2011, o Decreto-lei n.º 22/2011, de 20 de maio, que altera a Lei de Enquadramento Orçamental, introduziu uma nova alteração ao financiamento do Estado permitindo a antecipação de financiamento de parte das amortizações de dívida fundada do ano seguinte, com o limite de 50%. Esta alteração introduz maior **flexibilidade na estratégia de gestão da dívida pública**, ao permitir uma escolha mais eficiente do momento de financiamento do Estado, que poderá agora ser definido em função das condições de mercado, e não, unicamente, em função das necessidades de financiamento de um determinado ano orçamental. Adicionalmente, é ainda de salientar a importância da Lei n.º 55/2010, de 31 de dezembro, que obriga as empresas públicas não financeiras a cumprirem o RTE.

As disponibilidades e aplicações do Estado

As disponibilidades e aplicações da Tesouraria central do Estado incluem os depósitos do Estado junto do Banco de Portugal e dos bancos comerciais, as aplicações financeiras em instituições de crédito, os depósitos no estrangeiro ou em divisas e as caixas (serviços públicos com funções de caixa, que procedem à arrecadação de fundos, mantendo, em limite, na sua posse o valor correspondente às cobranças do próprio dia). As contas margem constituem colateral recebido no âmbito de operações de derivados para cobertura de risco de taxa de juro e cambial.

A evolução temporal das disponibilidades e aplicações do Estado

A evolução das disponibilidades da Tesouraria central do Estado (cash buffer) pode-se caracterizar por três períodos distintos. Até 2010, o objetivo era manter um saldo de tesouraria mínimo que permitisse incorrer num nível mínimo de risco de financiamento. A partir de 2010, a gestão da Tesouraria do Estado foi condicionada pela necessidade de ter liquidez, dada a incerteza sobre a capacidade de acesso a financiamento no mercado, num ambiente de grande volatilidade, que acabou por levar a que Portugal assinasse um Programa de Auxílio Económico e Financeiro (PAEF). A partir dessa altura até ao momento presente foi adotada uma atitude mais conservadora na gestão da Tesouraria. Este comportamento foi considerado necessário para garantir a recuperação da base de investidores de dívida pública portuguesa, contribuindo

para a redução a médio prazo da redução do custo do financiamento da República. A recuperação do estatuto de classe de investimento pelas três principais agências de rating permite antever a possibilidade da redução dos saldos de tesouraria num futuro próximo.

Tabela 1: Disponibilidades da Tesouraria Central do Estado
(milhões de euros)

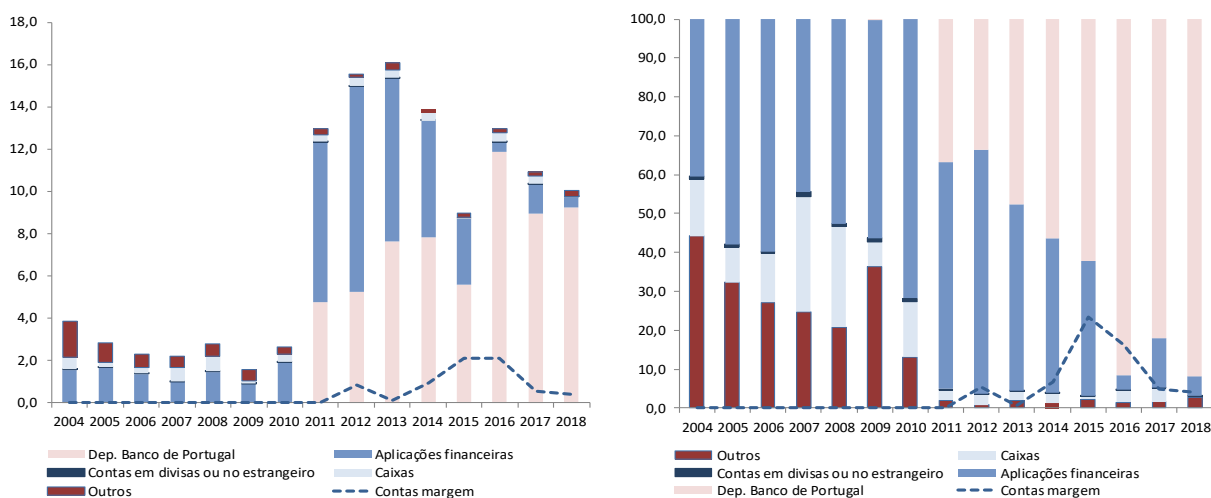
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
1. Depósitos no Banco de Portugal	1	0	0	0	0	2	1	4 743	5 223	7 629	7 830	5 593	11 845	8 953	9 226
2. Aplicações financeiras *	1 557	1 644	1 357	979	1 448	888	1 884	7 568	9 750	7 720	5 504	3 117	501	1 395	501
3. Contas em divisas ou no estrangeiro	25	23	13	27	21	15	20	22	9	12	4	5	4	11	6
4. Caixas	569	253	285	652	716	100	376	341	420	385	370	66	398	382	30
5. Outros **	1 706	919	619	545	571	577	343	266	135	315	173	202	193	176	275
6. Disponibilidades e aplicações do Estado (1)+(2)+(3)+(4)+(5)	3 857	2 839	2 274	2 202	2 756	1 582	2 625	12 940	15 538	16 061	13 880	8 983	12 942	10 916	10 038
7. Contas margem	0	0	0	0	0	0	0	0	852	99	926	2 106	2 108	528	397
8. Depósitos do Estado excl. contas margem (6)-(4)-(7)	3 289	2 586	1 989	1 551	2 040	1 482	2 249	12 599	14 265	15 577	12 585	6 811	10 436	10 006	9 612

Notas: * Inclui os cheques a cobrar. ** Exclui Depósitos Clientes IGCP/SFA em IC.

Fonte: Contas Gerais do Estado, Relatórios Anuais do IGCP e Contas provisórias do Estado.

O peso dos depósitos no Banco de Portugal tem vindo a ganhar importância desde 2011, dado que os apoios concedidos no âmbito do PAEF tinham que estar depositados em contas do IGCP no Banco de Portugal (BdP). No final de 2018 estavam depositados 8187 milhões de euros na “conta MEEF” e 813 milhões de euros na do “FEFF” (ambas junto do BdP). É ainda de salientar, a partir de 2017, a redução do valor das contas margem, justificada pela melhoria de rating da república que possibilitou a elegibilidade dos títulos de dívida pública portuguesa para colateral.

Gráfico 1: Disponibilidades da Tesouraria Central do Estado
(mil milhões de euros e percentagem do total)

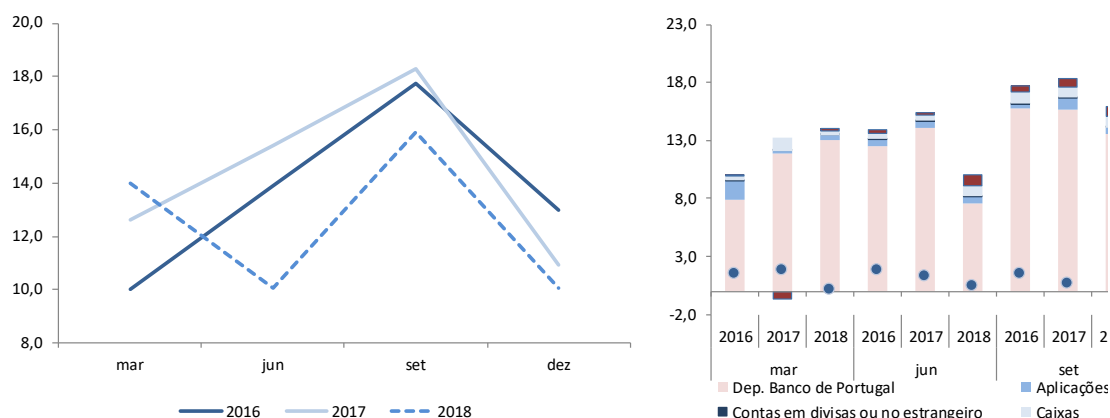


Fonte: Contas Gerais do Estado, Relatórios Anuais do IGCP e Contas provisórias do Estado

A evolução das disponibilidades de tesouraria depende do padrão da cobrança de impostos, do pagamento das despesas, das operações com ativos financeiros e, ainda, da emissão e amortização da dívida direta do Estado, sendo que nos últimos 3 anos tem-se verificado um aumento das disponibilidades no final do terceiro trimestre do ano relacionado, em parte, com a existência de saldos orçamentais quase nulos ou excedentários e com uma avançada execução do programa de financiamento da República.

Gráfico 2: Disponibilidades da Tesouraria Central do Estado - trimestre

(mil milhões de euros)



Fonte: Contas Gerais do Estado, Relatórios Anuais do IGCP e Contas provisórias do Estado

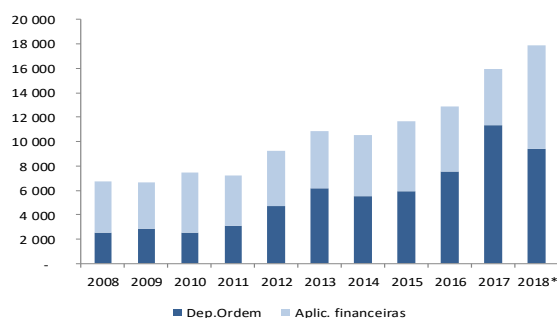
Outras disponibilidades em contas do IGCP

O alargamento do âmbito da Unidade de Tesouraria do Estado a novas entidades públicas tem resultado numa evolução positiva dos valores depositados e aplicados (CEDIC e CEDIM) no IGCP.

Por outro lado, regista-se que a Unidade de Tesouraria do Estado tem conseguido concretizar o objetivo proposto, dado que os depósitos do Estado e de outras entidades públicas no IGCP têm-se mantido muito próximo dos depósitos totais da Administração Central.

Gráfico 3: Disponibilidades das Entidades Públicas no IGCP

(milhões de euros)

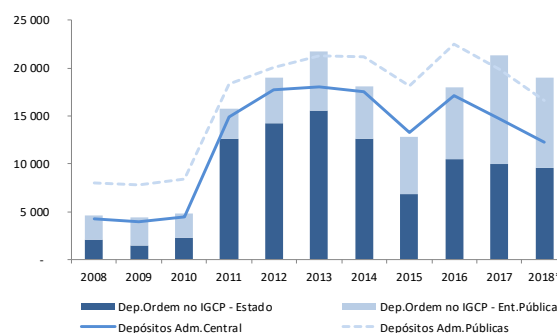


*Provisório.

Fonte: Contas Gerais do Estado e Contas provisórias do Estado.

Gráfico 4: Depósitos no IGCP e da Administração Central e Pública

(milhões de euros)



Fonte: Contas Gerais do Estado, Contas provisórias do Estado, Relatórios Anuais do IGCP e Banco de Portugal.

Artigos

Productivity-Wage Nexus: distributional approach on firms in Portugal

Alexandre Mergulhão e José Azevedo Pereira*

Abstract

There is a growing international concern about a slowdown in productivity growth. However, labour productivity enhancements are important if they translate into higher generalized living standards.

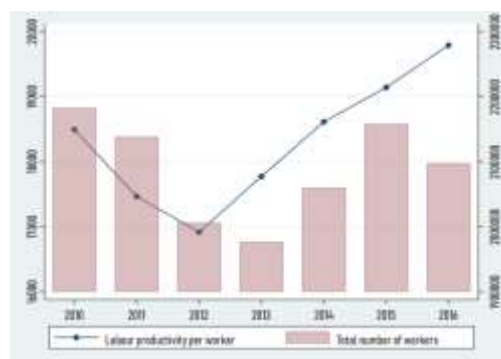
Using administrative data of firms in Portugal, between 2010 and 2016, we analyse the relationships between productivity and wages. At odds with neoclassical theory of marginal product of labour, we find that two thirds of firms insufficiently raised wages given the growths in productivity. Employing unconditional quantile regressions, we investigate some quantifiable determinants of the productivity-wage gap, at different parts of the distributions. Most of the documented dynamics contributed not only to the divergence of productivity and wages but also to the decoupling between the two. We argue that labour market flexibilization intensified segmentation, providing incentives for non-standard contracts. Both dimensions, as well as higher board compensations, trade and training weakened the link between productivity and wages.

1. Introduction

Starting amid the 1990s and the 2000s, advanced economies have been witnessing a slowdown in aggregate productivity growth, which intensified in the post-crisis period. Based on the seminal Cobb-Douglas production function, economic growth can be decomposed into improvements in: labour utilisation, capital used in production and overall efficiency – measured by Total Factor Productivity (TFP). This equates to enhancements in labour productivity (i.e. output per unit of work) and/or in labour utilisation (e.g. total hours worked), for the former results from: higher capital deepening and/or TFP.

Being a backbone of output evolution, economists and policymakers have become particularly concerned about finding ways to boost labour productivity growth. Namely, the OECD created the Global Forum on Productivity, fostering international research cooperation to assess public policies and best practices. In 2016, the Council of E.U. issued a recommendation for the establishment of National Productivity Boards to promote a public discussion, based on statistical and economic analysis, on productivity issues. Furthermore, other international institutions have been addressing productivity-enhancing measures, particularly through structural reforms (e.g. WB, 2018; IMF, 2017).

Figure 1 – Aggregate annual average of GVA per worker and total number of workers per year. Author's calculations.



* Alexandre Mergulhão – GPEARI/Ministry of Finance, José Azevedo Pereira – Director General of GPEARI/Ministry of Finance.

The opinions expressed are those of the author and not necessarily of the institution. The author would like to thank Mónica Simões (GPEARI) and Ana Martins (GEE) for the experienced insights on the IES database and for the TFP estimations. I would like to thank DFPF/GPEARI for giving me the time to embrace this project. A special thanks to Ana Filipa Fernandes and Frederico Silva Leal for the constant motivation and suggestions. Any mistakes or omissions are the author's responsibility.

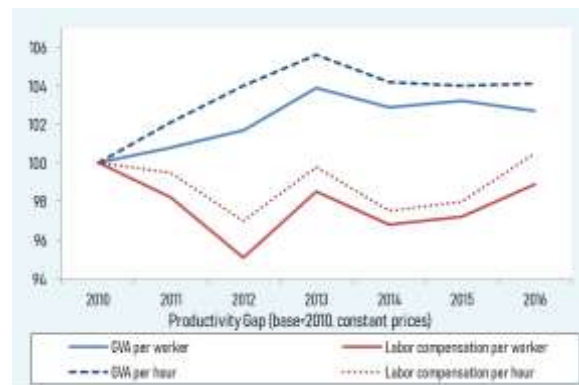
This common concern arises from an economic premise which regards productivity as the anchor for generalized rising living standards. However, this assertion is conditional on productivity gains translating into higher wages, for that is the most widespread income source of workers and families. Indeed, around 70% of household income, in Portugal, derives from labour in the form of wages (ILO, 2018).

Furthermore, the link between productivity and wages is not only important for raising the well-being of the median worker. There is a recent and vivid debate on the sources of the “wage puzzle” (Bivens, 2018) – i.e. insignificant wage growth in a period of historically low levels of unemployment/labour market slack. This wage stagnation has implications on the ability of monetary policy to achieve inflation targets. Recently in the ECB Forum of Central Banking, held in Sintra, Mario Draghi stated that the structural reforms which reinforced wage bargaining at the firm level might have increased downward wage flexibility but not in the opposite direction. ECB president further added that wage bargaining has changed and one of the reasons for lower wage growth is the decline of unions. Indeed, at the macro-level, the decoupling of labour compensation from labour productivity is unambiguous (Figure 2).

Thus, it is paramount to dig into the theoretical and empirical contributions for the classical political economy problem: what is the relationship between labour pay (e.g. wages) and labour productivity? Using administrative firm-level data for Portugal, during the period 2010-2016, we present some evidence for this relationship and investigate the influence of some quantifiable determinants on the link between labour productivity and average wages. We also aim to shed some light into the heterogeneous effects of both avenues along the distributions of wages and productivity. Lastly, we focus on top TFP firms.

The remainder of paper organized in the following manner. Section 2 briefly summarizes theoretical and empirical literature review. In section 3 we present the final dataset used. The different methodologies used are discussed before presenting the results, in section 4. Lastly, in section 5 we conclude, discuss possible implications and refer some limitations.

Figure 2 – Decoupling of labour compensation (total gross earnings, social security contributions, pension plans, life insurance and benefit plans) from labour productivity (per worker and per hour). Labour compensation decrease in 2012 reflects the MoU wage cuts, in the public sector, as well as the freezing of bonuses and extra hours, in the private sector. 2013 is also partially influenced by the reversal of the wage cuts (declared unconstitutional) and historically high unemployment (16.2%). OECD-Productivity stats.



2. Literature Review

i) Theory

How does the wage-setting process take place and how tight is the link between wages and productivity? According to the neoclassical school of thought, profit-maximizing firms will hire labour until the marginal product of labour equals the real wage (John Bates Clark, 1899). Also known as the Walrasian theory of labour market equilibrium, the thesis predicts that firms will increase wages at the same rate of productivity improvements. However, it relies on unrealistic assumptions such as perfect competition, constant returns to scale, absence of any market frictions (e.g. involuntary unemployment), symmetric information, and homogeneous agents. Knowing that workers differ in many dimensions, Mincer (1974) developed a seminal model for wages where, on top of the mentioned market clearing wage, wage premium are estimated for various worker characteristics – e.g. sex, education, experience, on-the-job training etc. Yet, even with homogeneous workers, in the absence of asymmetric information and under perfectly predictable productivity, agents incur in search costs and unemployment benefits are temporary: it won't be optimal for firms to hire at the full marginal productivity (Van Biesebeek, 2014).

On the other hand, (post-) institutional economics, which incorporates neoclassical developments, models wage-setting as a Nash-bargaining game between workers and firms (Pissarides, 1985). In these models,

how the surplus is split is determined by the relative bargaining power of labour, and by the payoffs of outside options. These, in turn, depend on labour market conditions (Oreopoulos et al., 2012), such as unemployment benefits, job vacancies, monopsony power etc. Indeed, Manning's (2011) literature review points out that, often, firms pay less than the marginal revenue product of labour and workers receive more than their disutility of work. What is more, the Mortensen-Pissarides framework predicts that productivity-wage gaps will widen as the bargaining power of labour (e.g. unions) diminishes.¹

Opposing to the Conventional theory, the Efficiency-wage theory advocates that higher wages incentivize workers to boost productivity. The authors of this theory (Shapiro and Stiglitz, 1984) reject the premise that wages are aligned with marginal productivity even under perfect competition. Instead, they argue that, even in the short-run, it is rational for a firm to pay above-market-average wages, under the presence of labour market institutions (e.g. unemployment benefits or firing costs). If a worker is paid a wage higher than it would receive in expectation through a new employer, this is sufficient incentive to induce greater effort – leading to productivity upsurges (Meager, 2011).

ii) Empirical

Campbell (1993) developed an efficiency-wage model, with wage and quit equations, finding results that are generally favourable to this theory. Millea (2002) exploits feedback techniques to separate the relationship between productivity and wages into bidirectional mechanisms: productivity to wages (Conventional) and wages to productivity (Efficiency-wage). The author concludes that the dominating effect depends on institutional differences: unionization increases the conventional mechanism while countries with lower replacement rates and less Active Labour Market Policies (ALMP) exhibit stronger efficiency wage evidences. These findings are broadly consistent with efficiency-wage models to the extent that greater and longer unemployment benefits increase the outside options' payoffs. Similarly, Strauss and Wohar (2004) perform bidirectional Granger causality tests on more than 450 U.S. manufacturing plants, over the period 1956-1996, finding a less than unity increase in real wages from productivity improvements and concluding that labour shares of these industries experienced a permanent decline.

There is a growing literature addressing the decoupling of wages from productivity (OECD, 2018; Sharpe et al., 2017; Bivens and Mishel, 2015; Pessoa and Van Reenen, 2012). Most of the literature puts forward several sources for the decoupling, many of which overlapping with those of wage stagnation literature: technological changes biased towards capital substitution of labour (Schwellnus et al., 2018), larger profit mark-ups and product market rents from weaker competition (Autor et al., 2017, Barkai 2017), diminished labour bargaining power and dual labour markets (Guschanski and Onaran, 2017; Peters, 2008 Levy and Temin, 2007), structural changes such as globalisation – global value chains and labour offshoring – (Autor et al., 2013) and financialisation (Cournède et al., 2015; Stockhammer, 2013), capital accumulation (Piketty 2014, Piketty and Zucman 2014) and income inequality (Atkinson et al. 2011).

Analysing rising wage inequality together with real wage stagnation, Machin (2016) shows how both have gone hand-in-hand due to productivity-wage decoupling, and that median wage stagnation is linked to the declining influence of trade unions. Summers and Stansbury (2017) document the rise in U.S. productivity coupled with the stagnation of real median wages, starting in 1973. The authors highlight two main mechanisms for the disconnection: rising gap between mean and median compensation (individual inequality), and falling labour shares (functional inequality). They argue that productivity growth is not enough to raise living standards, technological changes are not the main cause and emphasize institutional and structural explanations. Pessoa et al. (2012) decomposed decoupling into wage inequality (faster average growth than median wage growth), the gap between wages and compensation (which also includes employer-provided benefits) and deflator differences. Similarly, Sharpe et al. (2016) decompose the productivity-wage gap into: inequality, data sources, deflators and changes in labour shares. Investigating 11 OECD economies over the 1986-2013 years, they conclude that, while there is no common cause for decoupling, most countries experienced inequality upturns and falling labour shares.

¹ Using Panel-VAR estimations for 31 OECD countries during 1960-2009, Elgin and Kuzubas (2013) confirms the robust positive relationship between unemployment and wage-productivity gap, and a negative response from unionization.

In a very recent EC discussion paper, Pasimeni (2018) shows that the decoupling is also significant in Europe. Using 34 advanced economies over the past half century, the author demonstrates that the deceleration of labour compensation is not merely a result of productivity slowdown or cyclical fluctuations but a product of structural conditions in labour markets such as reduced bargaining power. Neoclassical theory regularly points to technological changes as the main determinant of income and functional distributions, whilst wage stagnation is a product of the productivity slowdown. On the other hand, heterodox economists typically regard these dynamics as the result of multiple institutional changes (e.g. Onaran et al., 2013). Accordingly, in a panel analysis of 71 countries from 1970 to 2007, Stockhammer (2013) finds evidence that, while technological change and globalization (in production and trade) had some negative effects, financialisation had stronger negative impacts on the wage share, in both developed and developing countries. Furthermore, welfare state retrenchment and the decline in unionization were also important determinants of falling wage shares in advanced economies.

It is also well established that declining labour shares – a global phenomenon since 1980 (Karabarbounis and Neiman, 2014) – are a reflection of the decoupling of wages from productivity. Looking at 15 advanced economies, between 1963 and 1996, Carter (2014) also argues against the Bowley's Law (i.e. constant wage share neoclassical assumption) by presenting evidence of a structural break (1979) in functional distribution, when real wages exhibit productivity inelasticity and wage shares initiate a generalized downward path. IMF (2017) find that increased participation in global value chains reduced labour shares for low-income countries but the effect is not significant for high-income ones. On the other hand, IMF (2018) find significant, large and robust negative effects of job protection deregulation on the labour share of 26 advanced economies, over the period 1970-2015.

In addition, Autor et al. (2017) shows that labour shares declined particularly in U.S. industries with higher market concentration. In turn, the increase of anti-competitive product market regulations – e.g. lower anti-trust enforcement or non-compete clauses – rises rents (Furman and Orszag, 2015) and shrinks labour shares (Schwellnus et al., 2018). However, rents may have the opposite effect if they are shared with the workforce through wages. Blanchard and Giavazzi (2003) argue that labour market institutions, like collective bargaining and minimum wages, have a direct effect on how these rents are distributed between workers and capital-owners. The authors also stress that labour market reforms without product market reforms redistribute these rents from labour to capital, without lowering their total size. Without higher product market competition, labour market flexibility “does not enhance investment or productivity, but hurts workers” (OECD, 2018), widens income distributions (Dabla-Norris et al., 2015; Lemieux, 2008) and decreases labour shares (Stockhammer, 2013, Calderon and Chong, 2009).

Aiming at understanding the global slowdown in productivity growth, the OECD and others have presented several studies, in the last years. The literature points to: weak aggregate demand and historically low investment in physical capital (Remes et al., 2017; OECD, 2018), measurement issues – arising from the tertiarization and digitalisation of economies – (Murray, 2017; Byrne et al., 2016), international profit shifting², slowdown in technological progress³, global productivity frontier firms largely outpacing laggards, break of the diffusion mechanisms, declining business dynamism (Gouveia and Osterhold, 2018)⁴ and lower product market competition. Chad Syverson (2010) summarizes a myriad of papers on the determinants of productivity into two groups: those over which producers can have control (managerial practice, quality of labour and capital inputs, ICT and R&D, learning-by-doing, product innovation and firm structure) and factors that are external (competition, deregulation or proper regulation, flexible input markets and productivity spillovers).

Using cross-country firm level data for 24 OECD economies during 2001-2013, Andrews, Criscuolo and Gal (2016) argue that aggregated productivity slowdown results from two micro-level mechanisms: wider gap

² Zucman, Torslov and Wier (2018) show that, between 1985 and 2018, the global average statutory corporate tax halved due to profit shifting. Close to 40% of multinational's profits migrated to tax havens in 2015.

³ Robert Gordon (2016) argues that the ICT-driven productivity boom, occurred in the beginning of the century, was a deviation from normal state of affairs. In the author's rather pessimistic view, the period where the effects of the second industrial revolution (electricity, combustion engine, telephone etc.) were felt (1920-1970) is unlikely to be seen again.

⁴ The authors estimate that circa 8% of firms in Portugal are non-viable/*zombie* firms (i.e. interest expenses greater than EBIT for 3 consecutive years) preventing efficient reallocation of about 20% of total capital and 10% of total labour. Using a less stringent definition, Alexandre et al. (2018) estimates that 26% of firms in Portugal are *zombies*.

between performance of frontier firms and laggards, and a deteriorated process of creative destruction (fewer exits of weak firms and less entries). Focusing on TFP, the authors still find significantly higher growth at the frontier after controlling for mark-ups and capital deepening. They explain these phenomenon with substantial market concentration at the frontier, winner-takes-it-all dynamics from digitalisation, increase of tacit knowledge importance and lack of product market reforms.

Using Portugal's firm data for a period of substantial structural reforms (2006-2014), Gouveia et al. (2017) find that, in general, reforms provide productivity improvements, despite initial costs in the short-term. While there are areas delivering productivity enhancements in both the short- and long-run (e.g. goods market, financial market, insolvencies), labour market reforms are found to have negative impacts for all firms but the 8% lowest TFP firms (who benefit only in the long-run). Exploring the same dataset, for the years 2010-2016, Branco, Domingues and Martins (2018) find positive significant correlations between TFP and financial health, wage premium, innovation and exporter status, while non-linear effects are found for firm's age, capital intensity and training. Using matched employer-employee data for Portugal, Queiró (2016) demonstrates the crucial importance of manager's education: firm's life cycle growth increases, those with college educated managers employ 12 times more than the average entrant, more educated managers use incentive pay schemes and incorporate more new technologies. Even more sticking, the author estimates that if Portugal had the distribution of manager's education of the U.S. it would experience a 33% rise in aggregate productivity, accounting for half of the GDP per capita gap between both countries.

3. Data

The dataset used in our analysis comprises a myriad of firm-level characteristics, income statements, balance sheets, wages and some information on worker's contracts, of companies in Portugal. Our version of Informação Empresarial Simplificada (IES) was compiled by the Banco de Portugal (BdP) and subject to some quality checks, covering the period of 2010-2016. We chose this period to avoid issues arising from the change in accounting standards occurred in 2009-2010, and because it covers the recession and the following recovery years. The classification used for economic activities was NACE Revision 3, where we consider sectors as the one letter sections and industries as the two-digit divisions, englobing total economy.

The initial dataset contained 2,783,238 firm-year pairs. To insure robustness and exclude misreported values, several data cleaning adjustments were done which substantially decreased the number of observations. We begin to delete firms with negative or nil values for: turnover, gross value added (GVA), total fixed and intangible assets as well as liabilities, workers and paid workers, labour costs and wages.⁵ Finally, after examination of the labour productivity (both per hour and per worker) by sectors, one could see major outliers in the data, and, thus, the 0.5% and 99.5% tails of both distributions were removed. The final dataset is an unbalanced panel containing 1,144,661 observations.

Following most of the literature, our main indicator for labour productivity is GVA per worker. We followed Banco de Portugal (2014) definition of GVA as the sum of turnover and operating subsidies (output) minus utilities and external services, and the cost of inputs (intermediate consumption). Total Factor Productivity (TFP) was estimated through Levinsohn and Petrin (2003) semiparametric methodology, which uses intermediate inputs as proxy for unobservable productivity shocks.⁶ The output variable is the firm's turnover, the proxy is external services and utilities, while labour costs (labour) and the sum of fixed and intangible assets (capital) form the production function. For robustness, following Berlingieri et al. (2017), we also include a non-parametric measure of TFP similar to Solow residual, which relies on important assumptions. Finally, the wage variable is the total annual firm's remuneration divided by the number of workers.

Turning to the determinants of productivity, taking the Eurostat definition, Size is a categorical variable ranging from 1 (micro) to 4 (large) according to the number of workers.⁷ Training is expenses of on-the-job formation over total labour costs, while Age is the rounded number of years since the firm's date of birth. To analyse the effects of what recent literature is referring as labour market slack, Irregular Contracts variable

⁵ Additionally, observations with negative values for ICT per worker and interest paid were also dropped.

⁶ See Ana Martins, et al. (2018) for a comprehensive review and explanation of the literature on TFP estimation issues and strategies.

⁷ Micro (1) = less than 10 workers; Small (2) = 10 to 49; Medium (3) = 50 to 249; Large (4) = more than 250 workers.

is the sum of workers with temporary, service providers/independent workers or part-time contracts relative to the workforce. Following Martins et al. (2018), we consider the Banco de Portugal definition for Exporter Status, where this dummy variable takes the value of one if at least one condition is verified: firm exports 50% of its turnover or 10% of its turnover is exported with that value being greater than €150,000.⁸ Likewise, a rough proxy for Innovation Status is assigned if the firm's intangible assets exceed the respective annual industry's median or if it has more personnel in R&D than its industry's annual median. It is important to consider the level of Capital Intensity computed by total fixed assets value over labour costs and the corresponding square to account for possible non-linear relations.

To assess the importance of high electricity prices (see annex, p.20), the weight of Electricity Costs for the firm is expressed relative to EBITA. Portugal's net external debt went from less than 30% of GDP to almost 95% of GDP, between 2000 and 2016. To capture companies' financial difficulties we take the ratio of total liabilities to total equity (Leverage), the same for Non-Performing Loans (NPL) and Net Interest received over EBITA. Executives of stock market companies in Portugal receive, on average, 23 times more remuneration than their average worker, reaching a ratio of more than 150 in some cases.⁹ Given the solidification of the global shareholder economy, where stock value is the primary goal and administrator's remuneration increases with stock options (Lazonick, 2011; Stockhammer, 2010; Fligstein and Shin, 2007), we take the board/administrator's remuneration relative to the total wage bill (Board compensation).

Finally, we consider two policy indicators: the annual Minimum Wage from OECD-LFS database and Labour Market deregulation index. The latter is retrieved from Fraser Institute (Gwartney et al, 2012) because the most common indicator (OECD Employment Protection Legislation) is not available from 2013 onwards. Nevertheless, the correlation between the two is higher than 0.99, in absolute value, and the chosen index closely follows the inverse of the EPL trend (see end of annex).

4. Methodology and Results

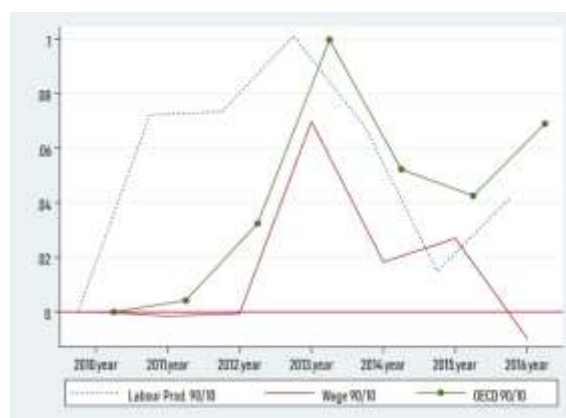
4.1. Great Divergences

We begin our investigation by replicating parts of a recent paper by Berlingieri, Blanchenay and Criscuolo (2017), since Portugal was not included. We apply the same methodology to assess: (a) the evolution of the sectoral dispersion of both productivity and wage measures; (b) and investigate the relationship between these dimensions. The former is achieved by plotting the coefficients of the year dummies from equation (1):

$$(\log Y_{p\ high} - \log Y_{p\ low})_{st} = \alpha + \beta_t year_t + \delta_s + \varepsilon_{st}$$

Where the left-hand side is a measure of sectoral dispersion of the variable of interest (e.g. log 90th/10th percentiles of wages or of productivity), β_t capture the average dispersion in each year controlling for unobservable time-invariant variables with a δ_s vector of dummies for each sector (fixed effects).

Figure 3 – Evolution of logged (90th/10th) of labour productivity (dash line), wage dispersion (solid), plus overall earnings inequality for Portugal based on OECD-IDD database. Graph plots the betas for each of the above.



In line with the average of OECD countries, Portugal has experienced upsurges in dispersions, particularly until 2013, both in productivity and wages – with the latter fairly following the trend of overall earnings inequality. This shows that there is significant heterogeneity in productivity and wages, also among firms within

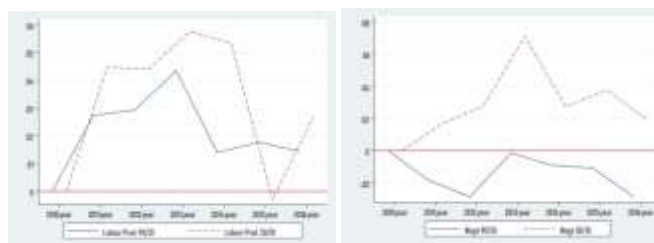
⁸ Exports over GDP grew 10pp points, from 30% to more than 40%, surpassing imports over GDP, between 2010 and 2016. More openness should have effects on the relationship between productivity and wages.

⁹ See <https://eco.sapo.pt/2018/09/30/ceo-portugueses-ganham-23-vezes-mais-que-trabalhadores-e-la-fora/>.

the same sector. According to Figure 3, by 2013, within-sector labour productivity dispersion was 10% higher than in 2010, whereas wage dispersion was 7% above. By 2016, overall wage dispersion practically returned to 2010 levels, while that of productivity remained 4% above. Thus, dispersions display a considerable pro-cyclical behaviour, with peaks in 2013, the year with record high unemployment rates.

Performing equation (1) for the top (90th/50th) and bottom (50th/10th) halves of the distributions, we confirm that the increase in overall sectoral dispersion of wages is driven by the bottom, while in the case of productivity both halves contributed to the Great Divergence. Considering the three wage curves (Figure 4), there is evidence that workers in low-paying firms were much more penalized during the crisis, but recovered in the last year, outpacing high-paying and median firms. On the other hand, looking at the three curves of labour productivity, one can see that the top firms performed better than median and bottom firms throughout the whole period. Low productivity firms only outpaced the median in 2015, whereas median firms kept up with top performing firms since 2014, enhancing their relative productivity in the last year. Thus, although there's evidence that productivity in high-performing firms has significantly diverged from the remaining companies the same cannot be said for wages. The absence of upper-half wage dispersion increase contrasts with documented widening of wage inequality, from 1984 to 2009, at the individual level (Centeno and Novo, 2014).

Figure 4 – Labour productivity (LHS) and wage dispersion (RHS) divided in to top (solid; 90th /50th) and bottom (dashed; 50th/10th) halves. Each line plots the coefficients from the four estimations of equation 2. These graphs are bigger in the annex.



A similar specification is employed for (b), only now we are interested in identifying the relationship between productivity and wage dispersions over time, controlling for overall time shocks, as those from the crisis, and sector-specific fixed-effects. Thus, we run the following equation (2):

$$\log(Ydispersion)_{jt} = \alpha + \beta \log(Xdisp)_{jt} + year_t + \delta_s + \varepsilon_{st}$$

In line with the paper, results from Table 1 demonstrate a positive and significant link between labour productivity and wage dispersions. More specifically, on average, an increase of one standard deviation in logged dispersion of productivity per worker is correlated with a 10.7% increase in logged wage dispersion, among companies in the same sector.¹⁰ Likewise, in column (2) an increase of one standard deviation in TFP is associated with an 8.1% increase in wage dispersion, significant at 5% level. Nevertheless, the explanatory power is much lower than those found in the paper.

Table 1 - Great Divergences(s) - log Wage (p90/p10)			
	(1)	(2)	(3)
log LP (p90/p10)	0.153*** (0.0441)		
log TFP (p90/p10)		0.0571** (0.0241)	
log TFP_ols (p90/p10)			0.109*** (0.0199)
Observations	134	126	135
Number of sectors	20	18	20
Sector and Year fixed effects	YES	YES	YES
R ² adjusted	0.245	0.161	0.146

By conducting the same regressions for the top (90th/50th percentile ratio) and bottom (50th/10th) of the distributions, one can explore if the link is homogeneous. Output 1 (annex) shows no evidence of a positive relationship between any productivity top-half polarisation and wage top-half divergence. This may be an indication that top-performing companies are not sharing rents and profits with their workforce, channelling productivity gains to shareholders and/or to the board's compensation. In fact, only labour productivity's top

¹⁰ To interpret as in Berlingieri (2017). For example, standard deviation of log LP (90th/10th) is roughly 0.7, multiplying by the estimated coefficient 0.153 equals 0.107.

dispersion is significant but negative. This suggest that: (i) productivity improvements at the top – relative to the median – do not translate into appropriately higher wages for the former; and/or that (ii) sectors with median performing firms – deteriorating relative to top firms – do not decrease wages accordingly, due to reasonable downward wage stickiness. On the other hand, results for the (50th/10th) are positive, significant and very similar to the (90th/10th) ones. Suggesting that a relative change of productivity for median firms is associated with a change of wages. Thus, (i) might be a better explanation for the above mentioned and results from the previous table seem to be driven by dynamics at the bottom half of the distributions.

4.2. Productivity and Wage Relationships

Having investigated the connections between productivity and wage in terms of their sectoral dispersions, it is useful to dive into the firm-level relationships between the two. One important caveat of the database is that it does not contain any information about the wage structure or the skills of workers. Moreover, regression analysis only allows for causal inference given a randomized experiment, a quasi-experimental research design or matching techniques for observational data, providing the possibility to construct a convincing counterfactual (A. Nichols, 2008).

Notwithstanding, regression coefficients have an implicit direction assumption and we can test the correlations between productivity and average wage at the firm level (Pasimeni, 2018). We should have in mind, univariate regressions with these variables might suffer from omitted variable bias – a source of endogeneity. To mitigate this issue we always include some kind of fixed effects (firm, sector or year). We employ linear regressions of productivity on contemporaneous and lagged wage growths, and wage on productivity growths, diminishing the risk of simultaneity – another source of endogeneity. Regressions in levels are presented in the annex, for completeness (Output 3).

Table 2	(1)	(2)	(3)	(4)
	Avg. Wage	Avg. Wage	Lab. Prod.	Lab. Prod.
L.P. growth(t)	1.054*** (0.0451)			
L.P. growth(t-1)		0.00160 (0.0218)		
Wage growth(t)			36.61*** (0.516)	
Wage growth(t-1)				2.464*** (0.440)
Observations	852934	626337	852934	626337
Number of firms	226597	181901	226597	181901
Year and Sector F.E.	YES	YES	YES	YES
R ²	0.0176	0.0112	0.0337	0.0104

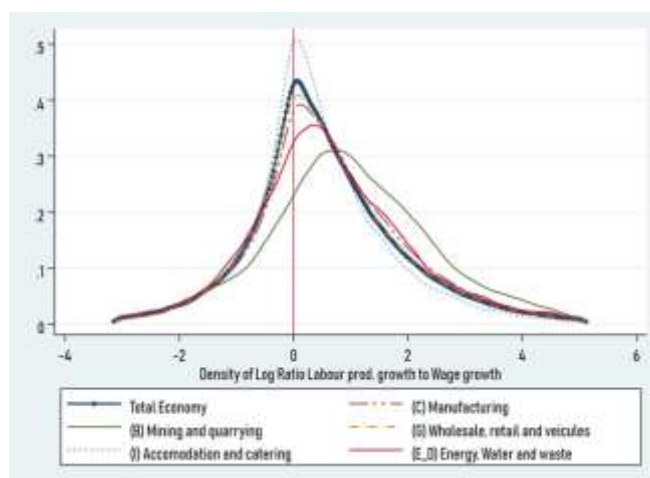
Robust standard errors are clustered at the firm level: * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%.[†]

Results presented in Table 2 confirm the positive correlation between productivity and wage in levels and growth forms. What is more, there's evidence of a stronger association between firms paying higher wages having productivity enhancements than the relationship between productivity improvements translating into wage increases. A productivity growth acceleration of one percentage point is associated to a 1.05 euros average wage increase in the same year. Interestingly, equal productivity growth acceleration in the previous year does not seem to have a significant effect on today's average level of wages. On the other hand, if the company saw their wages growing faster in the previous year it might, on average, produce more output per worker this year. Past wage growths may have a motivation upshot on workers which materializes into higher present productivity levels. In contrast, profit maximizing employers/firms might believe they have no incentive to further increase labour costs, after productivity upsurges, particularly in the fear of downturns. The contemporaneous effect of wage growth is larger than the two prior ones: one percentage point acceleration is associated with an increase of 36 euros in GVA per worker.

The relationship between productivity and wage growths can be visualized in Figure 3 where we display sectoral density functions of the ratio (L.P. growth over wage growth), for every firm-year pair. We take the natural logarithm of the ratio for presentation purposes, knowing that the transformation normalizes distributions. Moreover, if a firm raises wages at the exact pace of productivity improvements – as neoclassical theory predicts –, the logged ratio will equal zero. We present the distribution of such ratio for the total

economy as well as for some illustrative sectors. Namely, we chose the largest sectors in terms of employment (G and C), the fastest employment share growth sector (I), and the two sectors related to natural resources and with the highest ratios (B and the aggregation of D and E). In line with previous findings, all distributions are shifted to the right of the vertical red line, with modes larger than zero. This suggests that 67% of firms in each year did not raise average wages in line with labour productivity.¹¹

Figure 5 – Density functions of the (logged) ratio of productivity growth to wage growth for every firm-year pair. Red line represents the situation where wage growth matches that of GVA per worker. Note that a mode of 0.5 indicates that most firms should have raised wages by 65% more if the aim was to match growths.

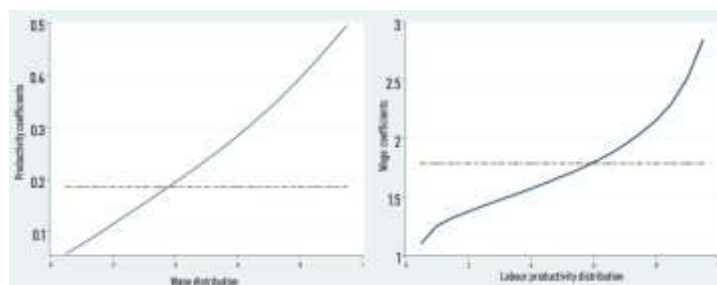


It is also interesting to explore the presence of heterogeneous correlations along the distribution. Increasing wages in a top performing firm may have different effects on productivity compared to the effects of having the same wage increase in a low-productivity company. Conversely, productivity growth in a low-paying firm can increase wages by more or less than in a high-paying one. To shed some light on this question, we resort to quantile regressions (Koenker and Bassett, 1978) which allow us to assess the relationship between the variables of interest along different points of the conditional distribution, instead of just at the mean as OLS. Quantile regressions relax some of the OLS assumptions and, thus, are more robust to non-normal errors or outliers (Baum, 2013), by minimizing a different loss function, which gives more weight to observations around a quantile τ , through a check function ρ :

$$Q_{\tau}(y_i|X_i) = \arg \min_{q(X)} E [\rho_{\tau}(y_i - q(X_i))]$$

We run two hundred univariate quantile regressions, one for each 0.05 quantile increment until the last percentile, first for productivity and then for wages. These coefficients are plotted in Figure 6 along with the two simple OLS estimates. Firstly, one can see that there is substantial heterogeneity across both distributions, which is invisible through OLS. Both display a pronounced upslope monotonic relation along each distribution. The wage increase, from productivity enhancements, in a median-paying firm is larger than for a company paying average wages. Whereas, the wage increase effect on productivity is greater for firms with average, than with median, productivity.

Figure 6 – Coefficients of quantile regressions of GVA per worker on average wages (left) and of wages on productivity (right). The horizontal line represents the respective OLS estimates.



Another way to test these hypotheses econometrically is to use the growth of wages and productivity, as well as dummy variables for different parts of each distribution. Therefore, we construct dummies for both firms belonging to their industry-year top and bottom 10% in terms of wages and labour productivity. As before, we define the growth rate variables as the firm's consecutive change divided by the product of the original level and duration, to account for annual gaps in our unbalanced panel set. Consequently, 291,727

¹¹ After losing more than 290,000 observations in the calculation of the growth variables and removing 1% top and bottom tail's outliers, we end up with 401,703 logged ratio observations, 268,688 of which are greater than zero.

observations are lost and the mean growth of firm's productivity is 10pp higher than that of wages with a much higher standard deviation. Finally, we generate interaction terms between these variables and run fixed effects estimations (Table 3).

We confirm the previous finding that wage changes have more impact on productivity than the opposite. On average, a wage growth acceleration of one percentage point is associated to a similar productivity growth. On the other hand, a one percentage point increase in productivity growth is correlated with an increase in the firm's wage growth of only 0.05pp.¹²

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wage growth	1.026***	1.039***	0.957***			
Wage gr. * Bot. 10% LP		-0.928***				
Bottom 10% LP		-1.515***				
Wage gr. * Top 10% LP			0.103			
Top 10% LP			0.977***			
LP growth				0.0527***	0.0527***	0.0469***
LP gr. * Bot. 10% Wages					-0.0281***	
Bottom 10% Wages					-0.473***	
LP gr. * Top 10% Wages						0.0277***
Top 10% Wages						0.374***
constant	0.000298	0.226***	0.0345***	0.0759***	0.117***	0.0465***
Observations	852934	852934	852934	852934	852934	852934
Number of firms	226597	226597	226597	226597	226597	226597
Firm and Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
District Fixed Effects	YES	NO	NO	YES	NO	NO
R ²	0.0553	0.0955	0.0703	0.0562	0.120	0.0923
R ² overall	0.0562	0.0556	0.0618	0.0516	0.0683	0.0511
R ² between	0.0686	0.0445	0.0724	0.0545	0.0475	0.0407

Robust standard errors are clustered at the firm level: * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%.□

Furthermore, the fixed effects results for growth (i.e. within each firm) are consistent with the pooled quantile regression's graphs in levels, in the sense that the correlations are larger for firms higher in the distributions. According to these estimations, the bidirectional links between productivity and wages are weaker once we account for unobservable time-invariant firm and district characteristics, as well as widespread annual shocks. In column (2), one can see that the productivity growth associated to wage acceleration is smaller for low-performing companies, although positive and significant at 1% level (1.039 – 0.928), and these firms have lower productivity growth.

Contrariwise, top-performing companies have, on average, almost one percentage point higher productivity growth. Although it seems that these firms do not have productivity improvements, from wage growth, significantly above others – column (3) –, the joint wage growth elasticity is still significant at 1% and above one. Note that all joint interaction effects are significant at 1% level and positive, consistent with previous findings. Looking at the last columns, there's evidence that productivity improvements for companies at the lower tail of wages have a smaller effect on wage growth, and these seem to have lower productivity growth overall. If a top-paying firm improves its productivity, on average, it would experience a higher wage increase compared to all others.

4.3. Decoupling of Wages from Productivity

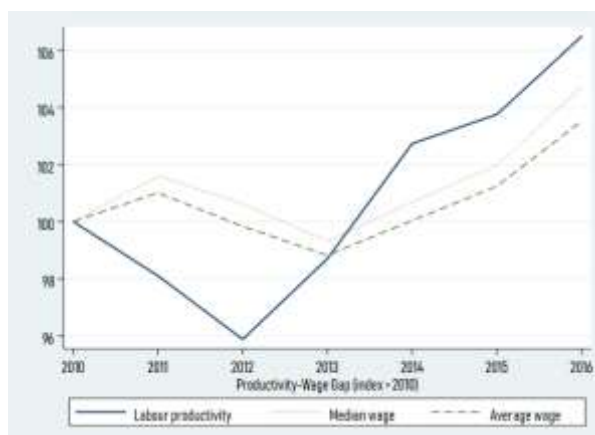
All the results above contribute for two dynamics: the increase in dispersions of productivity and wages – *Great Divergences* (Berlingieri et al., 2017) –, and the decoupling of wages from productivity (Schwellnus et al., 2018), presented in the graph below.

Industry's mean labour productivity exhibits an expected pro-cyclical behaviour, closely following macro-level real GDP growth. Compared to 2010, productivity decreased almost 2% in the first year of recession (compared to annual -1.8% real GDP growth) and plumped 4% in the worst period (roughly the same as annual real output downturn in 2012), but rapidly recovers to 6% higher values than in 2010. Distinctly, wages display significantly less volatility due to wage-stickiness (Keynes, 1936) but also downward nominal

¹² Please note that from this point forward, standards errors are omitted for presentation purposes but available upon request.

wage rigidity, which is high by international standards (Dickens et al., 2006). In fact, according to the Portuguese labour code, employers are prohibited to pursue nominal wage cuts, with very few exceptions related to collective bargaining (Article 129th, d).

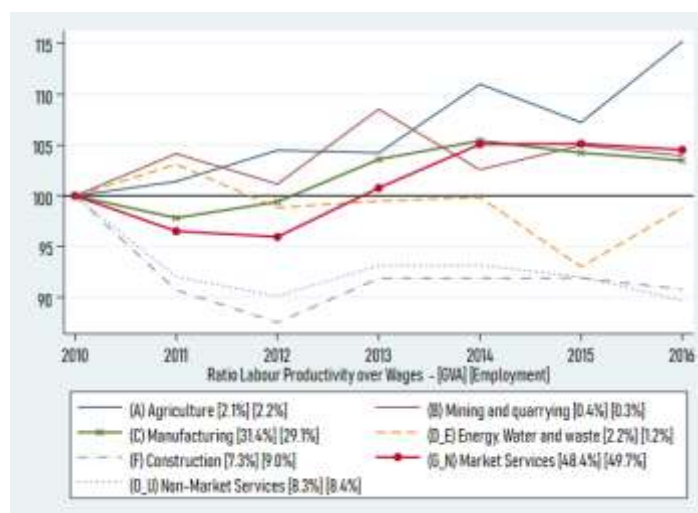
Figure 7 – Each series is derived by estimating the industry mean GVA per worker, average wage and the industry's median value for the latter, per year. Next indexes, based on 2010, are calculated within each industry and then annually averaged.



This might put some pressure on the firm's labour costs during downturns, complicating the adjustment to avoid bankruptcy. The closure of these less productive firms is likely to be an explanation for the 2011's increase in wages depicted in the graph, since the total number of firms decreased by around 20,000 (Graph 3, annex). Furthermore, one should keep in mind the importance of these rigidities, particularly in recessions, for they act as a buffer for domestic demand, moderate output volatility and risks of deflation, and speed up recovery (European Commission, 2018). Interestingly, as real output growth returns to positive values (2014) a productivity-wage gap appears, even with nominal wage upturns. In line with the lower firm-level wage inequality presented in Figure 11, median wages at the industry-level consistently grow faster than mean industry wages. Lastly, we should bear in mind that not only the decoupling is more pronounced at the macro-level (Figure 2) but also that it would be much larger for a greater timespan. Indeed, from all EMU countries, Portugal recorded the largest cumulative decrease in Unit Labour Costs (ULC) and was the only economy experiencing a decline in real compensation per employee, from 2000 to 2016 (EC, 2018).¹³

Following Zhang and Liu (2013), in order to capture this phenomenon in one indicator, we take the ratio of labour productivity to average wage for each firm-year pair. In Figure 8 we display the evolution of the ratio for each macro-sector of the economy. By doing so, the sectoral heterogeneity in terms of decoupling becomes evident. The gap has widened in all sectors, except in Non-Market Services (O_U) and Construction (F), while in Energy, Water and Waste (D_E) it stabilized in 2016. Additionally, in the annex we present some representative examples of sector groups, showing the mixed dynamics between productivity and wages separately.

Figure 8 – Depicts the evolution of the ratio of GVA per worker over firm's average wage for each group of sectors, indexed at 2010. It also shows the GVA and employment shares of those sectors.



¹³ In the EC note for the Eurogroup, the largest ULC decrease is attributed to Ireland but only because of revisions in calculation methods for the Irish real GDP (component of the ULC denominator) resulting in a 25% growth in 2015.

Even though the largest gap increase is found in Agriculture (A), as expected, Market Services (G_N) and Manufacturing (C) are the main sources for overall productivity-wage gap, representing circa 50% and 30% of total GVA and employment, respectively. What is more, although these sectors show slight decreases until 2012, we can see that the Construction sector's severe decline of 15% (20% in GVA, according to Statistics Portugal) largely explains the above mentioned productivity downturn (Figure 7).

Before diving into some of the determinants of the decoupling, it is important to clarify its consequences and relation to the ULC. As emphasized by Felipe (2005 and 2011), in practice, ULC can be interpreted as the labour share multiplied by a price deflator:

$$ULC = \frac{Wn}{(GVAn/P)/L} = \frac{Wn * L}{GVAn} * P$$

$$= \frac{\text{Total Labour Comp.}}{GVAn} = \text{Labour Share} * P$$

Where Wn is the average nominal wage/compensation rate, L the number of workers and P the price deflator. Furthermore, our measure for the decoupling can be rearranged as such:

$$\text{Ratio} = \frac{GVAn/L}{\text{Total Wages}/L} = \frac{1}{T. \text{Wages}/GVAn} = \frac{1}{\text{Wage Share}}$$

Thus, taking other forms of labour compensation (e.g. employer-provided benefits) and the deflator as constant, to promote ULC reduction is equivalent to decrease the labour share. In turn, lowering labour shares is equal to widening the gap between labour productivity and wages – i.e. increase our ratio. Despite the fact that, historically, there is no clear relationship between ULC and output growth (Kaldor's Paradox), the IMF and the EC constantly advocate for its reduction, in the name of competitiveness (i.e. *internal devaluation*).¹⁴ What is more, on top of the direct increase in functional inequality, reduced labour shares can have recessive effects on wage-led economies. Onaran and Obst (2016) demonstrate that an isolated decline in the wage share leads to lower growth in eleven EU-15 countries, including Portugal. Yet, if the fall in wage shares is simultaneous then there is an overall decline in EU-15 GDP. The authors, thus, conclude that Portugal, as well as the EU-15 as a whole, are wage-led economies.

To investigate some of the quantifiable drivers of the decoupling of wages from productivity, at the firm level, – i.e. changes in ratio of productivity to wages – we run within firm estimations through equation (3):

$$\log LP / Wage_{it} = \alpha + X' \beta_{it} + year_t + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

Where X is the vector of covariates used in each regression; $year_t$ is a vector of time dummies to account for annual across the board shocks (e.g. external demand downturns); δ_i captures firm fixed effects (e.g. manager's ability) and ε_{it} is the error term. While column (5) is the main model, including standard firm characteristics that affect productivity and wages (e.g. Martins et al., 2018), we also run reduced forms of the latter for robustness. Coefficients can be interpreted as semi-elasticities to the ratio as it is in logs while regressors are in levels.

¹⁴ See, for example, Paul Krugman in: <https://krugman.blogs.nytimes.com/2010/05/17/et-tu-wolfgang/> (Felipe, 2011).

Table 4 - Fixed effects models - log (LP/wage) ratio					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Training	1.160***			1.040***	1.018***
Export status	0.0725***			0.0601***	0.0614***
Irregular contracts	0.0495***			0.0691***	0.0671***
Innovation status		-0.00543**		-0.00795*	-0.00620
Electricity costs		-0.734***		-0.710***	-0.722***
Net Interest		0.0274***		0.0155**	0.0189**
L.M. deregulation			0.00645***	0.0224***	0.0184***
Minimum wage			-0.00000471	-0.0000176**	-0.0000191**
Board compensation			0.316***	0.159***	0.125***
Size					-0.0272***
Leverage					-0.00000818*
Capital intensity					0.0139***
Capital intensity^2					-0.0000135***
NPL / Equity					0.00000160***
Observations	152796	479444	714261	108176	99684
Number of firms	64546	150497	213504	44722	41134
Firm and Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES
R ² within	0.0116	0.0814	0.0229	0.0775	0.0933
R ² overall	0.0134	0.0776	0.0345	0.0854	0.148
R ² between	0.0183	0.0798	0.0364	0.0887	0.152

Robust standard errors are clustered at the firm level: * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%. □

Results indicate that companies which invest more in on-the-job training relative to labour costs, surprisingly, tend to have a weaker link between productivity and wages. Yet, this is consistent with the findings of Konings et al. (2015) to the extent that they find substantially larger productivity premium than wage premium from work-related training. The same is true for companies with export status as price competitiveness partially depends on the firm's ULC relative to trading partners. Although not significant in the main model, there is some evidence suggesting that, being an innovative firm is associated with lower ratios. Furthermore, on average, having a higher share of irregular contracts tends to decouple wages from productivity. Biesebroeck (2014) points out that the unwinding of labour regulations encourage a dual labour market where firms have the incentive to hire workers, many times younger and carrying higher human capital (more productive), through these atypical contacts to perform the same work as incumbents for a lower cost.

Berlingieri et al. (2017) found no significant effects from changes in EPL on the link between wage and productivity sectoral dispersions, once they accounted for country-sector year fixed effects. At the firm level, we find evidence that the extensive labour market flexibility reforms, pushed throughout the adjustment programme (2011-2014), contributed to the weakening of the link between productivity and wages, significant at 1% level. In column (4) we regress the latter together with Irregular contracts to ensure that lower labour protection does not increase the gap only due to a lower share of permanent contracts in the firm's workforce.

Despite the fact that minimum wages were frozen during the adjustment programme, there is some evidence that the updates in the two following years contributed to a stronger correlation between wages and productivity improvements. This finding is consistent with those of Berlingieri et al. (2017), concluding the same in terms of sectorial dispersions for OECD countries. As in their paper, this result has an opposite sign if we do not account for year and industry fixed effects. Looking at our robustness checks (Output 4 in annex), we conclude that the sign is only positive once we neglect the impacts originated from across the board shocks from the crisis (time fixed effects).

Moreover, we find evidence that companies with higher board's compensation relative to total wage bill are associated with wider decoupling of wages from productivity, significant at 1% level. On average, a percentage point increase in relative remuneration of executives is associated to an increase in decoupling of around 15%. Note that this remuneration does not include other income sources which usually compose executive pay (e.g. interests and capital gains). That is, upsurges of this indicator should translate into higher within-firm wage inequality, since the workforce receives a smaller share of total wage bill. Surprisingly, electricity costs over EBITA appear to be associated with lower productivity-wage gaps. Indeed, in almost all sectors with the lowest ratios these costs represent at least 20% of EBITA (overall average 15.5%), with the lowest ratio sector – Accommodation and catering (I) – having the highest rate of 35% (annex, p. 20). On the other hand, companies with higher net interests received and which are less leveraged tend to have higher productivity relative to wages. Finally, capital intensity has a non-linear influence: it increases the ratio until a turning point where more capital per worker tends to decrease it. These findings are also robust to the exclusion of conventionally dropped sectors, where productivity estimation is less reliable – column (6) of Output 4 (annex).

4.4. Determinants of Productivity and Wages along the distributions

Naturally, changes in the ratio can arrive from changes in the numerator and/or denominator. In order to understand, not only how each determinant affects decoupling but also, how those effects vary for firms at different parts of the distributions, unconditional quantile regressions with fixed effects are performed at three quantiles: 10th, median (50th) and 90th. Firpo, Fortin, and Lemieux (2009) developed Unconditional Quantile Regressions (UQR) which allow estimating effects on quantiles defined pre-regression – i.e. not influenced by the chosen covariates (Killewald and Bearak 2014). In UQR one can adjust for selection bias including fixed effects without redefining the quantiles, through a methodology and STATA command developed by Borgen (2016). We run UQR on average wage and productivity, with year and industry fixed effects, and standard errors clustered by industry, using the same set of covariates as before.

Results (Outputs 5 and 6, annex) show evidence of heterogeneous effects with generally higher absolute impacts on higher quantiles, for almost all determinants, driving the *Great divergences*. The finding that increases in the firm's average wage have a larger effect on productivity, than the opposite (Efficiency-wage theory), is confirmed for every quantile, regardless of the controls used.

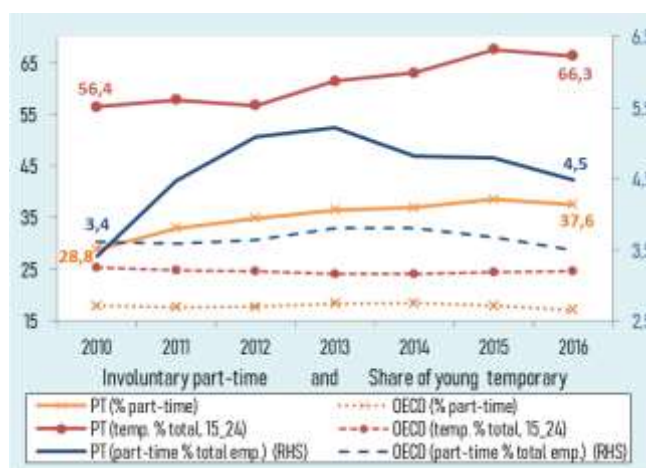
As expected, training increases productivity per worker (Dearden et al., 2006), particularly in top-performing companies where the coefficient is about threefold that of median firms. A striking result is that companies with higher investments in on-the-job formation for their workers are associated with lower average wages. This might indicate that, not only wage updates from specialization take time to materialize but also that, executives substitute wages for training expenses. This explains the decoupling impact of training, which is much more pronounced in top-performing and high-paying enterprises. Having an exporter status does not significantly influence productivity or wages in bottom tail companies (10th percentiles). Yet there's evidence that exporting companies have higher productivity (Greenaway et al., 2004) and wages (Wagner, 2002), with the effect on the first being larger – i.e. increasing the ratio.

Though not significant for median-productivity firms, irregular contracts significantly decrease productivity for low-performing companies and increase it for those at the higher tail – cubic relationship of irregular contracts on productivity. In an extensive report, ILO (2006) points to an inverse U-shaped relationship between temporary contracts and productivity. If the share of these contracts is not too high, and if they are voluntary, productivity increases. On the other hand, if firms abuse of temporary contracts and these are involuntary, there is a significant negative productivity effect. Thus, our results suggest that top-performing firms may have a culture of hiring stable labour, with a high degree of conversion of temporary into permanent contacts and the former are signed voluntarily. Whereas, in low-productivity firms temporary contracts might be renewed several times with the goal of reducing labour costs and appear to be involuntary. *The Green Book of Labour Relations – Portugal* (2016) highlights Eurostat data showing that, in 2015, 68% of temporary workers between 15 and 24 years of age (the most qualified generation ever) are involuntary, while the EU-28 average is less than half (37,3%).¹⁵ Moreover, the share of temporary contracts among young employees increased by almost 10pp, in just six years (Figure 9). While the OECD average remained stable around 25%, in 2016 more than two thirds of workers in Portugal, aged between 15 and 24, had temporary working relations.

Our measure of irregular contracts also includes part-time workers. In Figure 9 one can see that more than a third of part-time contracts were involuntary in 2016 – more than the double of OECD average. These also increased substantially, since 2010, until they represented 4.5% of total employment. Unstable working relations can have nefarious productivity effects. Using tenure as a proxy for stability in EU-13, Auer et al. (2005) show a positive and robust relationship with productivity growth, until a turning point of 13.6 years – although no EU country surpassed it. The authors argue that stable working relations promote worker's commitment, more coordinated tasks with permanent workers and managers, as well as on-the-job training leading to productivity enhancements.

¹⁵ The percentage of involuntary contracts in temporary employment is even higher for workers aged between 24 and 65 years (87%), also above EU-28 average (72%).

Figure 9 – Involuntary part-time as a percentage of total part-time and as a share of total employment (Right Hand Side); Incidence of temporary contracts in total employment between 15 and 24 years old; OECD - Labour Force Statistics.



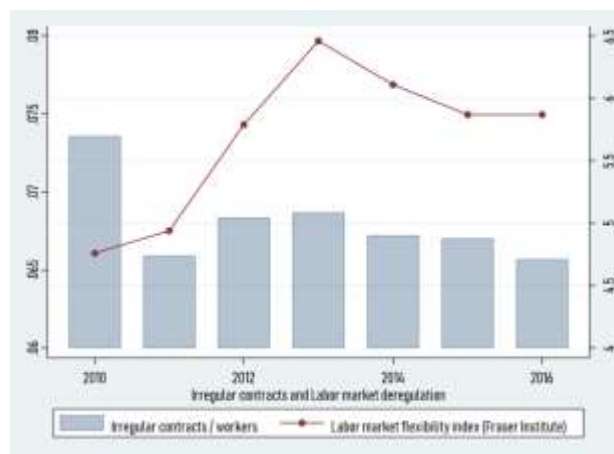
Returning to our results, non-standard contracts tend to significantly decrease average wages for all companies – except for high-paying ones where the effect is not significant. This might be an indication that the mentioned voluntary nature at top-performing companies arises from the absence of significantly lower wages for these irregular contracts in these companies. Additionally the negative effect on wages is more pronounced for companies already in the lowest tail of overall wage distribution. The combinations of all these effects also contribute to the decoupling of wages from productivity, in all parts of both distributions.

Likewise, higher board compensation displays a cubic relationship with productivity, being significantly positive for top-performing companies but negative for low-productivity firms and insignificant at the median – i.e. contributes for productivity dispersion. Interestingly, the productivity improvements for top-productivity firms are not found to translate into higher average wages for workers in high-paying companies – indeed they seem to significantly decrease wages in column (3) of Output 6. Across all firms, average wages tend to significantly decrease after upsurges in relative executive pay– except in column (6). Therefore, higher board compensation relative to total wage costs might be one of the explanations for the non-significant link between top-half productivity divergence and top-half wage dispersion (90th/50th).

Closely related to the high share of irregular contracts is the unwinding of labour regulations (Figure 10). Turning to the decomposed effects of labour market flexibilization, one can see that while it does not significantly increase productivity it decreases wages, mainly for companies at the tails of the distribution. OECD (2013) comprehensive literature review points to a trade-off between productivity enhancing impacts from lower EPL – e.g. lower burden implied by firing costs increasing worker flows and, desirably, efficient allocation (Hopenhayn and Rogerson, 1993) – and equally beneficial effects arising from higher employer and employee investment in firm-specific human capital due to greater job protection (Belot et al., 2007; Fella, 2005). Accordingly, analysing 20 OECD countries for the period 1984-2004, Storm and Naastepad (2009) found that more regulated and coordinated (“rigid”) labour markets promote long-run productivity growth. Using a more extended period (1960-2004), Vergeer et al. (2010) show that wage-cost saving flexibilization of labour markets has a negative impact on labour productivity growth, and find a causal link between wage growth and productivity growth.

What is more, while there’s evidence that dualized labour markets hinder productivity growth (OECD, 2004, 2007a, 2010), it’s not clear that reducing EPL will tackle segmentation per se. In fact, Graph 1 (annex) shows that segmentation, in Portugal, actually increased after reforms vis-à-vis 1995. These reforms intensified the decline of the labour share (largest fall in EU-28), because the protection of temporary contracts was further reduced. The combination of these effects sheds light on how labour deregulation hampers the link between productivity and wages.

Figure 10 – Memorandum of Understanding (2011-2014) significantly increased labour market flexibility/deregulation, facilitating the presence of non-standard contracts (i.e. service providers, temporary and part-time). The 2011's decrease of around 1pp in the latter might be explained by the exiting of low-performing firms, reflected in Graph 3 (annex).



Annual minimum wage advancements show a significant positive effect both on productivity and wages, for companies at the lower tails and at the median of the distributions. Contrary to most determinants, minimum wage appears to have greater impacts on companies at the unconditional 10th percentile of the distributions, most likely because they have a higher share of workers receiving it. These conclusions align with Croucher et al. (2012) who found causal productivity improvements in all low-paying sectors, using a difference-in-difference analysis, after the introduction of national minimum wage in the UK. Therefore increasing minimum wages tackles wage inequality (e.g. Carl Lin et al., 2016) and productivity divergence thought its positive effect on firms at the bottom halves of both distributions.

Regarding financial dimensions, we find evidence that median-paying firms see their average wage decrease about the same as their productivity after leveraging, yet no significant effect for other firms. Moreover, firms at the bottom-half of the overall productivity distribution with a better net interest situation tend to have greater performance but not better wages. Whereas there's some sign that higher net interest for high-paying companies is associated with lower average wages. This may suggest that interest returns are absorbed by the firm's board compensation and shareholders. Accordingly, both findings contribute to the decoupling of wages from productivity.

As expected electricity costs over EBITA have a negative significant impact on labour productivity across all of its distribution. Absolute electricity costs are a component of the firm's GVA which is higher for firms at the 90th quantile than those at the 10th percentile. Concerning its effects on wages, one can see that it is only significant for companies at the bottom of the distribution. Therefore, electricity costs reduce the ratio only because they reduce labour productivity's numerator. The positive non-linear association of capital intensity on productivity is symmetric in the case of wages. Lastly, while it's evident that larger firms pay higher wages, there's only significant evidence that larger firms tend to have lower productivity at the top.

4.5. Frontier firms vs Laggards

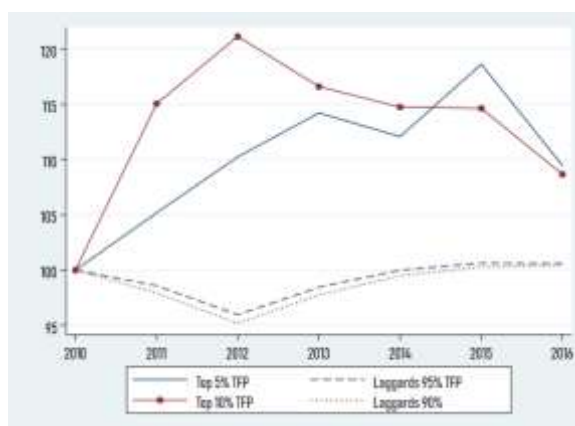
Following the most recent literature, we now focus on the frontier firms, i.e. the top-performing companies here defined by TFP levels. As in the case of labour productivity, TFP presented major outliers, with the top 1% detaining more than 45% of total TFP. Therefore, we delete the observations above the 99% and below the 1% percentiles. In Figure 11 we display the cross-sectional shares for different groups of the distributions of average wages, labour productivity and TFP. The latter is still notoriously more unequally distributed than the others, with a Gini coefficient above 86.

Figure 11 – Shows the share of each variable detained by different groups in the distributions, for the first and the last year in our sample. While the top 10% firms had around 30% of total annual labour productivity the top 10% in terms of TFP held practically 80% of the latter.



In line with Andrews et al. (2016) results for the OECD average, we find that the TFP frontier firms in Portugal (i.e. top 5% and 10% of each industry) experienced substantial growth in overall efficiency – 10% above the levels of 2010. On the other hand, laggards were affected by the crisis, slowly recovering to 2010 TFP levels, in 2016.

Figure 12 – Frontiers vs Laggards. As an example, the connected red line shows the evolution of the average TFP of the top 5% firms within each 2-digit industries. Indexes were computed within those industries and then annually averaged.



Given that the top 1% is responsible for more than 20% of TFP, we take the average of firms in this group as the main frontier. Note that for a given capital intensity level labour productivity follows the firm's TFP. To investigate the hypothesis that the drivers of the first influence the second, we use a subset of covariates as regressors in the logit model. Contrasting with the previous econometric identifications, we perform logistic regressions on a dummy variable which takes the value of 1 if the firm belongs to the overall top 1% of total TFP, and zero otherwise. Thus, positive (negative) coefficients can be interpreted as increasing (decreasing) the likelihood of belonging to the TFP frontier. These results can also be viewed as robustness checks for the previous findings but cannot be interpreted as marginal effects.

Once again, we find evidence that paying higher wages is positively associated with having higher productivity, in this case overall efficiency (TFP). If the firm increases its average wage level there's a greater probability that it belongs to the top 1% and to the top 10% TFP firms (Output 7, annex). Moreover, a higher share of non-standard contracts significantly decreases the likelihood of being at the 1% frontier.¹⁶ However, this negative influence is not significant on the likelihood of belonging to the broadest frontier (top 10%). Surprisingly, solely using these two covariates delivers the highest percentage of correctly classified observations, for both frontiers.

¹⁶ Results for the top 5% are very similar to those of the top 1% and are available upon request.

Table 5		Logit model - Top 1% TFP dummy				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Average wage	0.0000799***				0.0000563***	0.0000589***
Irregular cont. (%)	-0.151**				-0.515***	-0.558***
Board comp.		-0.620***		-0.620***	-0.574***	-0.576***
Training		-0.273		-0.392	-0.219	-0.210
Size		0.582***		0.621***	0.410***	0.485***
Age		0.00261*		0.00338**	0.00294*	0.00339**
Export status			0.193***	-0.492***		-0.574***
Innovation status			0.388***	0.0826*		-0.00148
log(Herfindahl)			0.152***	0.123***		0.0747***
Observations	808461	191921	1113268	191921	165654	165654
Pseudo-R ²	0.0223	0.0309	0.00461	0.0342	0.0386	0.0418
Correctly classified cutoff = 0.01	72.62%	55.99%	60.82%	54.33%	59.55%	59.94%

Standard errors are available upon request: * p<10%, ** p<5%, *** p<1%.□

Increasing the relative compensation of the firm's board is found to robustly decrease the likelihood of being at the frontiers, significant at 1% level. This is an unexpected result specially controlling for size and age given that larger and older firms are more likely to be at the top 1% of TFP. On the other hand, there's evidence of a significant number of young firms belonging to the top 10%, whereas the effect of size is not consistent (Output 7, anmex). Likewise, larger investments in on-the-job training appear to have no impact on the likelihood of belonging to the top 1%, while a robust positive effect is found for the top 10%.

Furthermore, there's some evidence that having an innovation status (i.e. higher intangible assets or research personnel than the annual industry's median) increases the prospects of belonging to the top 1%. Yet, the influence is not robust to the inclusion of more controls and seems to be negative for the probability of belonging to the top 10%. Similarly, an exporter company is less likely to be at the frontiers once we account for some firm's characteristics. Lastly, higher Herfindahl indices¹⁷ tend to increase the likelihood of being at the frontiers. We interpret these results in the following manner: the more concentrated the firm's industry is the easier it is for top companies to retain their dominant positions in terms of overall efficiency. In other words, in industries where there is less competition, and relatively high turnover concentration, there are more incumbent firms belonging to the total economy TFP frontiers.

In order to further increase the robustness of our results we conduct the same methodology using alternative definitions for most of the regressors. Namely, we disentangle the three numerators of irregular contracts variable and add the manager's bonuses to the board compensation covariate. To better test the Efficiency-wage hypothesis we define wage premium as a dummy equalling one if the firm pays an average wage above its industry's median. Training costs are expressed relative to the workforce instead of labour costs, as well as total exports are divided by (positive) total turnover. Innovation status is attributed if the firm has development projects' value higher than the industry's median (instead of total intangible assets) or more personal devoted to research than the industry's median. Generally, the results are the same.

There's evidence for the Efficiency-wage theory since wage premium increases the probability of belonging to both TFP frontiers, significant at 1% level. Looking at the first column of both alternative specifications (top 1% and 10%) it seems that the absolute value of non-standard contracts does not have an influence on the likelihood of being at the frontiers. Yet, once we account for other firm's features the negative effect of temporary and part-time contracts become significant. So, having a larger number of these contracts seems to decrease the probability of being at the overall efficiency frontiers. As stressed before, many of these contracts are involuntary and materialize the highly dualized Portuguese labour market. Workers with temporary contracts, which in some cases are illegally assigned to permanent tasks and are many times renewed, are less able, and maybe less committed, to contribute to the firm's overall efficiency.¹⁸

¹⁷ Herfindahl index measures the degree of competition in a market. It is defined as the sum of squared turnover/market shares in a given industry. Higher values correspond to less competition.

¹⁸ ILO (2018) point out that Portugal has one of the least regulated temporary contracts in EU. While fixed-term temporary contracts can be successively renewed three times, uncertain term temporary contracts had no such regulation. The law only limited their duration up to six years. According to OECD (2014), by 2012 around 75% of all new hires were fixed-term temporary contracts.

Table 6 Alternative Logit model - Top 1% TFP dummy						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wage Premium	0.940***				0.881***	0.896***
Temp. Cont.	-0.00000691				-0.0470***	-0.0373***
Part-time Cont.	-0.000225				-0.0248**	-0.0316**
Indep. Workers	0.0000231				0.00238*	0.00232*
Board (Man. Bonus)		-0.771***		-0.761***	-0.420***	-0.419***
Training per worker		0.0000114		0.0000131	-0.0000443	-0.0000407
Size		0.583***		0.694***	0.672***	0.778***
Age		0.00266*		0.00363***	0.00106	0.00142
Exports / Turnover			-0.177***	-0.940***		-1.015***
Innov. (R&D)			-0.0657	-0.856***		-0.640***
log(Herfindahl)			0.164***	0.140***		0.141***
Observations	457302	191757	1113268	191757	122804	122804
Pseudo-R ²	0.0175	0.0309	0.00215	0.0388	0.0468	0.0528
Correctly classified cutoff = 0.01	50.20%	56.00%	57.55%	56.28%	57.99%	61.07%

Standard errors are available upon request: * p<10%, ** p<5%, *** p<1%.

Weak evidence is found for higher numbers of independent workers increasing the probability of being at the frontiers – only significant at 10% level. Frontier firms may outsource labour, hiring freelancers who can provide specialized skills for certain temporary tasks (Burke, 2011).¹⁹ The amount of part-time contracts has similar effects to temporary contracts, but is significant even in the first column, for the top 10% frontier (Output 8). Contrasting with OECD data, according to the Portuguese Labour Force Survey (Inquérito ao Emprego), more than 50% of part-time workers in our dataset's timespan wanted to work full-time (almost 70% in 2011 decreasing to circa 58% in 2016). This form of underemployment is likely to have negative impacts on the worker's capacity to participate in teamwork and to acquire firm-specific human capital.

Including the manager's bonuses into the board compensation variable still delivers robust negative influence on the likelihood of belonging to the TFP frontiers. Counterintuitively, the alternative proxy for innovation status seems to decrease the probability of the firms being at the frontiers. In an extensive literature survey, Hall (2011) demonstrates the importance of distinguishing process innovation from product innovation. Most of the literature finds substantial positive effects from product innovation, while the effects of process innovation are ambiguous, and some times negative. Unfortunately, our dataset does not allow for this distinction. These results might suggest that most innovations are aimed at the process of production or that TFP fruits from the latter take more years to materialize. All remaining results are the same as in the main specifications. Finally, note that most of the findings are consistent with those of the summary statistic's (annex, p. 21). The table also shows that top 10% TFP firms are, significantly, more profitable, less leveraged (with 34pp less NPL over Equity), have a lower correlation between wages and labour productivity and a higher ratio, and surprisingly have lower capital intensity despite having much more Assets.

5. Conclusion and Policy Implications

In the last decades, advanced economies have been experiencing a slowdown in productivity growth. On the other hand, there's an ongoing debate on the causes of wage stagnation, particularly in a period of such reduced unemployment (*wage puzzle*). While productivity is a crucial ingredient for output growth, it is only a motor of rising living standards if the gains translate into higher wages. Thus, it is utmost to understand how the wage-setting process takes place and what drives the productivity-wage gap.

Using administrative data of firms in Portugal between 2010 and 2016, we investigate the relationships between productivity and wages. We find positive and robust associations between productivity and average wages in levels and growths, though with noteworthy heterogeneity along the distributions. The link is also significant in terms of overall sectoral dispersions. However, top-half productivity dispersion was not followed by top-half wage dispersion, suggesting that productivity gains of top-performing companies are not being shared with the workforce.

¹⁹ Burke (2011) analyses the effects of freelancers (independent workers) on firms in the UK. The reality in Portugal is much different, where a number of workers performing permanent tasks are illegally hired as independent workers (*falsos recibos verdes*).

In line with Efficiency-wage theory, while past wage growth significantly increases present productivity levels, firms do not upgrade today's wages after past productivity improvements. Moreover, at odds with the neo-classical theory of marginal product of labour, we find that two thirds of firms do not raise wages in line with labour productivity. These results contribute to two well documented dynamics: amplified productivity and wage dispersions (*Great Divergences*) and the decoupling of wages from productivity (*Productivity-wage gap*).

Focusing on the productivity-wage gap we find that the ratio of productivity to wages has widened in all major sectors, with the exceptions of Construction and Non-Market Services, which were notoriously affected by the crisis. We also show how the pressure for lower ULC translates into lower labour shares and larger decoupling.

Furthermore, we assess the influence of some quantifiable determinants of the decoupling and decompose them into numerator and denominator mechanisms, for different parts of each distribution. We argue that labour market flexibilization/deregulation intensified dualization, providing incentives for companies to hire non-standard contracts. Indeed, between 2008 and 2017, Portugal recorded the highest EU increase in 3 months temporary contracts, after Croatia. The percentage of these very short-term irregular contracts more than doubled relative to total employees (from 1.1% to 2.9%).

The pressure for deregulating labour markets is usually justified by its positive effects on tackling unemployment and boosting productivity. However, the literature is, at best, inconclusive regarding both (Betcherman, 2012). The conditions of the EMU limit the capacity of economies to undertake counter-cyclical policies, leaving the channel of *internal devaluation* as one of the main adjustment mechanisms to correct external imbalances. Current account imbalances are “now widely agreed to have been a major contributor to the persistent economic crisis in the EMU” (Horn and Watt, 2017). In this EC discussion paper, the authors show that *wage policy* alone is not sufficient to correct the “huge German surplus”, arguing for nominal wage coordination linked to productivity plus the ECB target inflation, while managing aggregate demand.

In our results, flexibilization significantly decreases wages and has no apparent effect on productivity. In turn, irregular contracts are found to also significantly contribute for the decoupling of wages from productivity. Conversely, minimum wages are positively correlated with both productivity and wages for firms at the median and below, and reinforce the link between the two. Moreover, higher board compensation and exporter companies are associated with a weaker link between productivity and wages. Surprisingly, so do firms which invest more in on-the-job training because, on top of substantial productivity enhancement effects, they discount these costs on wages. In general, these results are robust when estimating their influence on the likelihood of belonging to TFP frontiers, even when using alternative measures for the indicators.

On top of the mentioned methodological issues, this article would significantly benefit from a wider timespan, namely since the implementation of the euro, and data on individuals. Moreover, we should always have present that this measure of labour productivity does not, primarily, concern worker's effort or ability. Going forward, the use of *Quadros de Pessoal* would allow for the investigation of productivity-wage nexus on matched employee-employer data, unveiling more detailed effects from different types of contracts, as well as the role of within firm wage inequality and educational levels.

It is important to find ways to boost productivity, including through well designed and monitored structural reforms: sound combination of labour and product markets (tackling segmentation²⁰ and market concentration), in financial markets (namely in adequate credit concessions and regulations) and education (promoting university access and ICT skills).²¹ Yet, it is imperative to take into account both efficiency and equity considerations, while acknowledging that a trade-off between the two is not always in place. This is particularly crucial when dealing with labour markets, for the panacea of constantly lowering labour costs, in the name

²⁰ Portugal's second Country Specific Recommendation, for 2018 and 2019 states: “Promote an environment conducive to hiring on open-ended contracts, including by reviewing the legal framework in consultation with social partners. Increase the skills level of the adult population, including digital literacy, by strengthening and broadening the coverage of the training component in adult qualification programmes. Improve higher education uptake, namely in science and technology fields.”

²¹ According to OECD Survey of Adult Skills (PIACC), only 25% of workers use office software and about 40% of them do not have sufficient ICT skills to use them effectively.

of competitiveness, can hamper productivity and will likely break the link between productivity and rising living standards.

“A productivity strategy that just focuses on businesses and innovations, or that relies on a race to the bottom - via low wages, dismantled social protection, or unacceptable working conditions – to increase the competitive advantage of firms and regions, whilst assuming that eventually everyone will benefit, will ultimately be less effective than a strategy that also addresses the disadvantages that hold people back from contributing to a dynamic economy.”

Productivity-Inclusiveness Nexus - OECD (2018)

Bibliography

- Acemoglu D., and D. Autor (2010), “Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings”, NBER Working Paper, No. 16082, National Bureau of Economic Research.
- Adler, G. et al. (2017). “Gone with the Headwinds: Global Productivity”. IMF Staff Discussion Note, April 2017 SDN/17/04
- Andrews, D., Criscuolo C., and Gal P. N., “The Best versus the Rest: The Global Productivity Slowdown, Divergence across Firms and the Role of Public Policy”, OECD Productivity Working Papers, 2016-05, OECD Publishing, Paris.
- Atkinson, A., Piketty, T., and Saez, E. (2011). Top incomes in the long run of history. *Journal of Economic Literature*, 49(1): 3–71.
- Auer, P., Berg, J., & Coulibaly, I. (2005). Is a stable workforce good for productivity. *Int'l Lab. Rev.*, 144, 319.
- Autor, David, David Dorn, Lawrence F. Katz, Christina Patterson, and John Van Reenen. 2017. "Concentrating on the Fall of the Labor Share." *American Economic Review*, 107 (5): 180-85.
- Azmat, Ghazala, Alan Manning, and John Van Reenen (2011). “Privatization and the Decline of Labour's Share: International Evidence from Network Industries,” *Economica* 79(315): 470-492
- Barkai, S. (2017). “Declining labor and capital shares”. University of Chicago.
- Baum, C. F. (2013, May). Implementing new econometric tools in Stata. In *Mexican Stata Users' Group Meetings* (Vol. 9).
- Belot, M., Boone, J., & Van Ours, J. (2007). Welfare-improving employment protection. *Economica*, 74(295), 381-396.
- Berlingieri, G., Blanchenay, P., & Criscuolo, C. (2017). Great Divergences: The growing dispersion of wages and productivity in OECD countries.
- Betcherman, G. (2012). Labor market institutions: A review of the literature. The World Bank.
- Bivens, J., & Mishel, L. (2015). “Understanding the historic divergence between productivity and a typical worker's pay: why it matters and why it's real”. Washington DC: Economic Policy Institute.
- Bivens, Josh (2018). The “wage puzzle” is real – but low inflation and low productivity are also puzzles that need to be solved. *Working Economic Blog*. <https://www.epi.org/blog/the-wage-puzzle-is-real-but-low-inflation-and-low-productivity-are-also-puzzles-that-need-to-be-solved/>
- Blanchard, O., & Giavazzi, F. (2003). Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 879-907.
- Borgen, N. T. (2016). Fixed effects in unconditional quantile regression. *The Stata Journal*, 16(2), 403-415.
- Branco, Domingues and Martins (2018), The Determinants of TFP Growth in the Portuguese Service Sector. GEE Working Papers 114.
- Burke, A. (2011). The entrepreneurship enabling role of freelancers: Theory with evidence from the construction industry. *International Review of Entrepreneurship*, 9(3), 131-158.

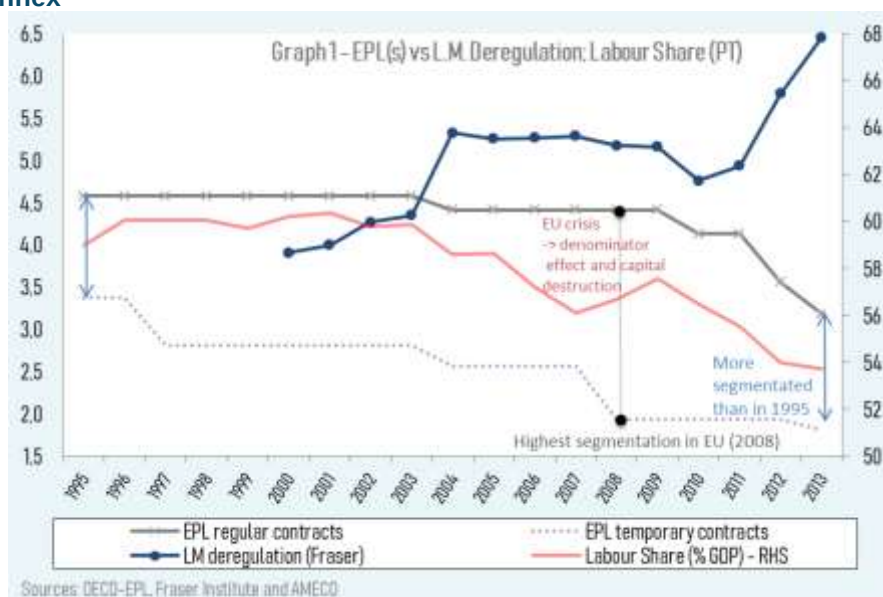
- Calderón, C., & Chong, A. (2009). Labor market institutions and income inequality: An empirical exploration. *Public Choice*, 138(1-2), 65-81.
- Campbell III, C. M. (1993). "Do firms pay efficiency wages? Evidence with data at the firm level". *Journal of labor Economics*, 11(3), 442-470.
- Carter, S. (2007). Real wage productivity elasticity across advanced economies, 1963-1996. *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(4), 573-600.
- Centeno, M., & Novo, Á. A. (2014). When supply meets demand: Wage inequality in Portugal. *IZA Journal of European Labor Studies*, 3(1), 23.
- Ciminelli, G., Duval, M. R. A., & Furceri, D. (IMF, 2018). Employment Protection Deregulation and Labor Shares in Advanced Economies. International Monetary Fund.
- Ciminelli, G., Duval, M. R. A., & Furceri, D. (IMF, 2018). Employment Protection Deregulation and Labor Shares in Advanced Economies. International Monetary Fund.
- Clark, J. B. (1899). 1.2 "The Distribution of Wealth: A Theory of Wages, Interest and Profits".
- Cournède, B., & Denk, O. (2015). Finance and economic growth in OECD and G20 countries. Available at SSRN 2649935.
- Croucher, R., & Rizov, M. (2012). The impact of the national minimum wage on labour productivity in Britain. *E-Journal of International and Comparative Labour Studies*, 1(3-4), 263-289.
- Cusolito, Ana Paula; Maloney, William F.. (WB, 2018). "Productivity Revisited: Shifting Paradigms in Analysis and Policy". Washington, DC: World Bank. © World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/30588> License: CC BY 3.0 IGO.
- Dabla-Norris, M. E., Kochhar, M. K., Suphaphiphat, M. N., Ricka, M. F., & Tsounta, E. (2015). Causes and consequences of income inequality: A global perspective. International Monetary Fund.
- Dearden, L., Reed, H., & Van Reenen, J. (2006). The impact of training on productivity and wages: Evidence from British panel data. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 68(4), 397-421.
- Dickens, William T. "How Wages Change: Micro Evidence From The International Wage Flexibility Project." *Journal Of Economic Perspectives*, 21(2): 195-214.
- Elgin, C., & Kuzubas, T. U. (2013). "Wage-productivity gap in OECD economies". *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 7(2013-21), 1-21.
- European Commission (2018), "Wage Dynamics in the EMU". Thematic Discussions on Growth and Jobs. Note for the Eurogroup.
- Felipe, J. (2005). A Note On Competitiveness, Unit Labor Costs And Growth: Is "Kaldor's Paradox" A Figment Of Interpretation? (No. 2005-06). Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Felipe, J., & Kumar, U. (2011). Unit labor costs in the Eurozone: the competitiveness debate again. *Levy Economics Institute of Bard College Working Paper*, (651).
- Fella, G. (2005). Termination restrictions and investment in general training. *European Economic Review*, 49(6), 1479-1499.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Fligstein, N., & Shin, T. (2007, December). Shareholder Value and the Transformation of the US Economy, 1984-2000 1. In *Sociological forum* (Vol. 22, No. 4, pp. 399-424). Oxford, UK: Blackwell Publishing Ltd.
- Furman J. and P. Orszag (2015), "A Firm-Level Perspective on the Role of Rents in the Rise in Inequality", Presentation at "A Just Society" Centennial Event in Honor of Joseph Stiglitz, Columbia University.
- GEP-MSESS (2016), Livro Verde sobre as Relações Laborais 2016. "*The Green Book of Labour Relations – Portugal*"
- Gordon, R. J. (2015). Secular stagnation: A supply-side view. *American Economic Review*, 105(5), 54-59.

- Gouveia, A. F. e Osterhold (2018), Fear the walking dead: zombie firms, spillovers and exit barriers, OECD Productivity Working Paper 13
- Gouveia, A. F., Santos, S. e Gonçalves, I. (2017), The impact of structural reforms on productivity: the role of the distance to the technological frontier, OECD Productivity Working Papers, 2017-08, OECD Publishing, Paris, May 2017.
- Greenaway, D., & Kneller, R. (2004). Exporting and productivity in the United Kingdom. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(3), 358-371.
- Guschanski, A., & Onaran, Ö. (2017). Why is the wage share falling in emerging economies? Industry level evidence. Working Paper University of Greenwich.
- Hall, B. H. (2011). Using productivity growth as an innovation indicator. Report for the High Level Panel on Measuring Innovation, DG Research, European Commission, 2010-2014.
- Hopenhayn, H., & Rogerson, R. (1993). Job turnover and policy evaluation: A general equilibrium analysis. *Journal of political Economy*, 101(5), 915-938.
- Horn, G. A., & Watt, A. (2017). Wages and Nominal and Real Unit Labour Cost Differentials in EMU (No. 059). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- IMF (2017), “Chapter 3 : Understanding the Downward Trend in Labor Income Shares”, in *World Economic Outlook*, April 2017: Gaining Momentum?
- International Labour Office (ILO). (2016). Non-standard employment around the world: Understanding challenges, shaping prospects.
- International Labour Organization (ILO, 2018). “Decent work in Portugal 2008–18: From crisis to recovery”. International Labour Office – Geneva: ILO, 2018
- Karabarbounis, L., & Neiman, B. (2014). Capital depreciation and labor shares around the world: measurement and implications (No. w20606). National Bureau of Economic Research.
- Keynes, J. M. (1973). 1936. The general theory of employment, interest and money, 7.
- Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression. *American Sociological Review*, 79(2), 350-357.
- Koenker, R., & Basset, G. (1978). Asymptotic theory of least absolute error regression. *Journal of the American Statistical Association*, 73(363), 618-22.
- Konings, J., & Vanormelingen, S. (2015). The impact of training on productivity and wages: firm-level evidence. *Review of Economics and Statistics*, 97(2), 485-497.
- Lazonick, W. (2011). From innovation to financialization: how shareholder value ideology is destroying the US Economy. *The handbook of the political economy of financial crises*, 491-511.
- Lemieux, T. (2008). The changing nature of wage inequality. *Journal of population Economics*, 21(1), 21-48.
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies*, 70(2), 317-341.
- Levy, F., & Temin, P. (2007). “Inequality and institutions in 20th century America”. NBER Working Paper No. 13106.
- Lin, C., & Yun, M. S. (2016). The effects of the minimum wage on earnings inequality: Evidence from China. In *Income Inequality Around the World* (pp. 179-212). Emerald Group Publishing Limited.
- Manyika, J., J. Remes, J. Mischke, M. Krishnan (2018) “The Productivity Puzzle, A Closer Look at the United States,” McKinsey Global Institute, Discussion Paper
- Meager, N., & Speckesser, S. (2011). “Wages, productivity and employment: A review of theory and international data”. EEO Thematic Report, European Employment Observatory, 73.
- Millea M (2002), ‘Disentangling the Wage-Productivity Relationship: Evidence from Select OECD Member Countries’, *International Advances in Economic Research*, 8, 314-23
- Mincer, J. (1974). “Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions*” No. 2.

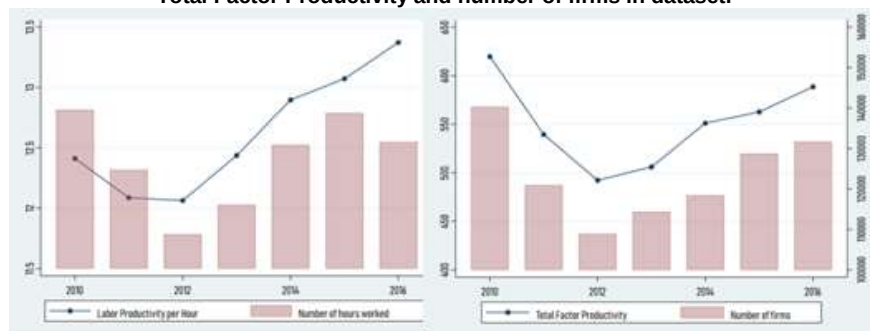
- Murray, A. (2017). What Explains the Post-2004 US Productivity Slowdown? (No. 2017-05). Centre for the Study of Living Standards.
- Nichols, A. (2008). Causal inference with observational data. *The Stata Journal*, 7(4), 507-541.
- OECD (2018), The Productivity-Inclusiveness Nexus, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264292932-en>
- Onaran, O., & Obst, T. (2016). Wage-led growth in the EU15 member-states: the effects of income distribution on growth, investment, trade balance and inflation. *Cambridge Journal of Economics*, 40(6), 1517-1551.
- Oreopoulos, Philip, Till von Wachter, and Andrew Heisz (2012). "The Short-and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession," *American Economic Journal: Applied Economics* 4(1): 1-29.
- Oreopoulos, Philip, Till von Wachter, and Andrew Heisz. 2012. "The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession." *American Economic Journal: Applied Economics*, 4 (1): 1-29.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2013). Protecting jobs, enhancing flexibility: a new look at employment protection legislation. *OECD Employment Outlook*, 2013.
- Pasimeni, P. (2018). The Relation between Productivity and Compensation in Europe (No. 079). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- Pessoa, J. P., & Van Reenen, J. (2012). Decoupling of Wage Growth and Productivity Growth?: Myth and Reality. Resolution Foundation.
- Peters, J. (2008). Labour market deregulation and the decline of labour power in North America and Western Europe. *Policy and Society*, 27(1), 83-98.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Cambridge Massachusetts: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Piketty, T., & Zucman, G. (2014). Capital is back: Wealth-income ratios in rich countries 1700–2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1255-1310.
- Pissarides, Christopher A. (1985). "Short-run Equilibrium Dynamics of Unemployment Vacancies, and Real Wages," *American Economic Review* 75(4): 676-690.
- Queiró, F. (2016). The effect of manager education on firm growth. *QJ Econ*, 118(4), 1169-1208.
- Schwellnus, C. and P. Pionnier (2018) "Decoupling of wages from productivity: Micro-level mechanisms" 22-23 March 2018, OECD Conference Centre ECO/CPE/WP1(2018)3
- Schwellnus, C., A. Kappeler and P. Pionnier (2017), "Decoupling of wages from productivity: Macro-level facts", OECD Economics Department Working Papers, No. 1373, OECD Publishing, Paris,
- Shapiro, Carl and Joseph E. Stiglitz (1984). "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review* 74(3): 433-444.
- Sharpe and Ugucioni (2017) "Decomposing the Productivity-Wage Nexus in Selected OECD Countries, 1986-2013," *International Productivity Monitor*, Vol. 32, Spring.
- Stansbury, A. M., & Summers, L. H. (2017). Productivity and Pay: Is the link broken? (No. w24165). National Bureau of Economic Research.
- Stephen Machin , (2016), Rising Wage Inequality, Real Wage Stagnation and Unions, in (ed.) *Inequality: Causes and Consequences (Research in Labor Economics, Volume 43)* Emerald Group Publishing Limited, pp.329 - 354
- Stockhammer, E. (2010). Financialization and the global economy. *Political Economy Research Institute Working Paper*, 242, 40.
- Stockhammer, E. (2013). Why have wage shares fallen. *ILO, Conditions of Work and Employment Series*, 35(61), 1-61.
- Stockhammer, E., & Onaran, O. (2013). Wage-led growth: theory, evidence, policy. *Review of Keynesian Economics*, 1(1), 61-78.

- Storm, S., & Naastepad, C. W. M. (2009). Labor market regulation and productivity growth: evidence for twenty OECD countries (1984–2004). *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 48(4), 629-654.
- Strauss, J., & Wohar, M. E. (2004). "The linkage between prices, wages, and labor productivity: a panel study of manufacturing industries". *Southern Economic Journal*, 920-941.
- Syverson, C. (2011). What determines productivity?. *Journal of Economic literature*, 49(2), 326-65.
- Tørsløv, T. R., Wier, L. S., & Zucman, G. (2018). The missing profits of nations (No. w24701). National Bureau of Economic Research.
- Van Biesebroeck, J. (2014). "How tight is the link between wages and productivity?: a survey of the literature". ILO.
- Vergeer, R., & Kleinknecht, A. (2010). The impact of labor market deregulation on productivity: a panel data analysis of 19 OECD countries (1960-2004). *Journal of Post Keynesian Economics*, 33(2), 371-408.
- Vergeer, R., & Kleinknecht, A. (2010). The impact of labor market deregulation on productivity: a panel data analysis of 19 OECD countries (1960-2004). *Journal of Post Keynesian Economics*, 33(2), 371-408.
- Wagner, J. (2007). Exports and productivity: A survey of the evidence from firm-level data. *World Economy*, 30(1), 60-82.
- Zhang, J., & Liu, X. (2013). The evolving pattern of the wage–labor productivity nexus in China: Evidence from manufacturing firm-level data. *Economic Systems*, 37(3), 354-368.

Annex



Graphs 2 and 3 – Labour productivity per hour and number of hours worked;
Total Factor Productivity and number of firms in dataset.



Summary statistics of main variables

	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
Labour Productivity	1,144,644	18328	16853	261	202655
Total Factor Productivity	1,135,969	491	3491	0,00	726544
Labour Prod. (hours)	1,144,644	11	10	0,32	108
Average wage	1,144,644	9897	4967	1014	39037
L.P. Growth	819,160	14,7	70,7	-84,8	584,5
Wage Growth	819,160	4,2	25,1	-53,8	153,6
Training	228,291	0,008	0,028	0,00	1
Irregular contracts	831,029	0,068	0,187	0,00	1
Export status	1,144,644	0,073	0,260	0,00	1
Innovation status	1,144,644	0,156	0,363	0,00	1
Electricity / EBITA	649,808	0,157	0,198	0,00	1
Net Interest / EBITA	595,529	-0,053	11,799	-8617	1
L.M. deregulation	1,144,644	5,66	0,58	4,76	6,46
Minimum wage	1,144,644	8048	285	7758	8657
Board compensation	942,999	0,42	0,32	0,00	1

Correlation's matrix of main variables

Correlation matrix	L.P.	TFP	Avg. Wage	Training	Irreg. Contr.	Export	Innov.	Electr.	Net Int.	Labor Mar.	Min. wage	Board
Labour Prod.	1											
TFP	0.0833	1										
Avg. Wage	0.5443	0.1131	1									
Training	0.0467	0.0191	-0.0085	1								
Irreg. Contr.	-0.0041	-0.0049	-0.0294	0.0288	1							
Export	0.1665	0.0279	0.2549	-0.0035	-0.0067	1						
Innov.	0.1129	0.0604	0.2228	0.0129	0.0279	0.2257	1					
Electr.	-0.2296	-0.0331	-0.1324	-0.0188	-0.0043	0.0018	0.0260	1				
Net Int.	0.0173	-0.0031	0.0060	0.0062	-0.0024	0.0010	-0.0013	-0.0155	1			
Labor Mar.	0.0147	-0.0131	-0.0131	-0.0055	-0.0118	0.0282	0.0045	-0.0013	-0.0051	1		
Min. wage	0.0240	-0.0024	0.0004	-0.0124	-0.0107	0.0034	-0.0106	-0.0086	0.0026	0.3392	1	
Board	-0.0081	-0.0626	-0.1454	0.0358	-0.0408	-0.1626	-0.1931	-0.1026	-0.0004	-0.0039	-0.0100	1

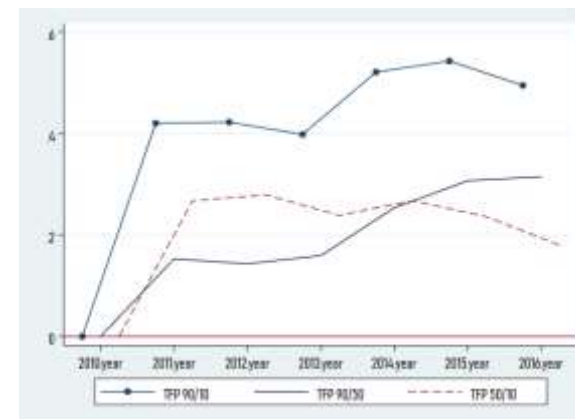
Output 1 - Great Divergences(s) - log Wage (p90/p50) and (p50/10)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log Wage (p90/p50)		log Wage (p50/p10)			
log LP (p90/p50)	-0.0974**					
	(0.0392)					
log TFP (p90/p50)		0.00586				
		(0.0192)				
log TFP_ols (p90/p50)			0.0698			
			(0.0778)			
log LP (p50/p10)				0.218***		
				(0.0581)		
log TFP (p50/p10)					0.119**	
					(0.0545)	
log TFP_ols (p50/p10)						0.136***
						(0.0107)
Observations	134	126	135	134	126	135
Number of sectors	20	18	20	20	18	20
Sector and Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ² adjusted	0.109	0.059	0.009	0.224	0.187	0.189

Standard errors are clustered at the sector level and in parentheses : * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%.

Output 2	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	log LP (p90/p50)	log TFP (p90/p50)	log TFP_ols (p90/p50)	log LP (p50/p10)	log TFP (p50/p10)	log TFP_ols (p50/p10)
log Wage (p90/p50)	-1.048	0.243	0.198			
	(0.844)	(0.939)	(0.289)			
log Wage (p50/p10)				0.576**	0.650**	0.654**
				(0.226)	(0.237)	(0.233)
Observations	134	126	135	134	126	135
Number of sectors	20	18	20	20	18	20
Sector and Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ² adjusted	0.195	0.009	0.024	0.258	0.055	0.127

Note: Standard errors are clustered at the sector level and in parentheses : * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%.□

Graph 4 – TFP divergence as in Figure 3, combining overall sectoral dispersion (90th/10th percentile's ratio) with top-half (90th/50th) and bottom-half (50th/10th).



Output 3	(1)	(2)	(3)	(4)
	Avg. Wage	Avg. Wage	Lab. Prod.	Lab. Prod.
Lab. Prod.(t)	0.0769***			
	(0.000669)			
Lab. Prod.(t-1)		0.00765***		
		(0.000485)		
Wage(t)			1.401***	
			(0.00831)	
Wage(t-1)				0.0507***
				(0.00887)
Observations	1144661	852934	1144661	852934
Number of firms	291727	226597	291727	226597
Year and Sector F.E.	YES	YES	YES	YES
R ²	0.118	0.0110	0.117	0.00885

Labor Productivity			Total Factor Productivity			Average Wages		
sector	Mean	Std Dev	sector	Mean	Std Dev	sector	Mean	Std Dev
D	55.313	47.595	D	5.661	3.874	D	15.779	7.690
E	31.225	29.524	R	1.621	1.906	O	13.558	5.853
L	28.518	33.543	Q	946	1.000	J	13.426	7.391
A	24.168	21.987	F	729	1.186	K	12.243	6.493
Q	24.157	19.956	G	446	1.468	E	11.871	5.357
K	23.683	16.396	H	309	1.318	B	11.505	4.885
J	23.278	18.413	N	227	1.081	M	11.432	5.918
B	23.092	21.032	S	121	589	P	10.905	4.923
O	21.998	23.119	E	116	249	G	10.407	5.263
M	20.880	17.432	M	101	186	H	10.329	5.586
H	19.056	14.223	P	100	74	Q	10.251	4.743
G	18.999	16.372	C	75	617	C	10.161	4.482
N	18.617	17.326	B	64	44	N	9.813	5.478
R	18.217	18.699	J	63	279	L	9.482	5.047
C	18.140	14.957	A	46	71	R	9.336	4.975
F	17.370	17.821	K	28	50	F	9.270	4.405
P	16.988	12.122	I	8	5	A	8.924	4.150
S	12.743	11.635	L	5	36	S	8.290	3.740
I	10.732	8.959	O	-	-	I	7.526	2.876
Total	18.328	16.853	Total	329	1.101	Total	9.897	4.967

Tables present the macro sector average and standard deviation for different variables.

Tradable sectors are in bold and based on the methodology proposed by Canas and Gouveia (2016).

Yellow refers to the primary sector; Dotted corresponds to broad industry (secondary sector);

Red for FIRE sectors; Green and White for Market-Services and Non-Market Services, respectively.

According to Eurostat, slightly after Germany, Portugal has the highest electricity price for households, being 28% above the Euro Area (EA) average, for the period 2010-2016. Although the situation is less striking when it comes to non-household consumers, prices were still 20% higher than the EA average. Moreover, since 2016, these have been 28% higher than in Spain, with the Portuguese largest generator/company having almost the double of the market share (47% vs 25%). Sector D refer to the production, transportation and sale of energy (electricity, gas, vapour, water and air). High market concentration should have a big influence on productivity measures and wages. Note, however, that it is also the sector with the highest ratio and lowest correlation between labour productivity and wages.

Ratio LP to Wages			Corr(LP, Wages)			Corr(TFP, Wages)		
sector	Mean	Std Dev	sector	Mean	Std Dev	sector	Mean	Std Dev
D	3,55	3,20	O	0,523	0,551	R	0,097	0,619
L	3,25	4,08	P	0,480	0,537	F	0,078	0,583
A	2,89	2,71	M	0,450	0,575	M	0,070	0,574
E	2,56	2,03	N	0,440	0,574	Q	0,070	0,558
Q	2,52	2,30	K	0,439	0,654	P	0,058	0,568
K	2,08	1,43	J	0,428	0,570	H	0,053	0,569
R	2,02	2,01	Q	0,417	0,538	B	0,036	0,537
B	2,00	1,61	F	0,399	0,549	J	0,011	0,591
F	1,95	2,09	S	0,395	0,557	L	0,011	0,616
H	1,94	1,29	C	0,392	0,506	N	-0,003	0,592
M	1,94	1,69	H	0,387	0,583	A	-0,018	0,565
N	1,94	1,61	I	0,379	0,557	K	-0,022	0,639
J	1,87	1,63	G	0,375	0,531	S	-0,023	0,602
G	1,83	1,38	R	0,368	0,589	C	-0,028	0,547
C	1,77	1,24	L	0,320	0,663	I	-0,053	0,592
O	1,58	1,15	A	0,306	0,540	G	-0,066	0,579
P	1,56	1,03	E	0,271	0,583	D	-0,092	0,539
S	1,51	1,25	B	0,260	0,547	E	-0,104	0,568
I	1,41	1,04	D	0,115	0,616	O	-	-
Total	1,88	1,66	Total	0,388	0,542	Total	-0,015	0,578

Tables present the macro sector average and standard deviation for different variables.

Tradable sectors are in bold and based on the methodology proposed by Canas and Gouveia (2016).

Yellow refers to the primary sector; Dotted corresponds to broad industry (secondary sector);

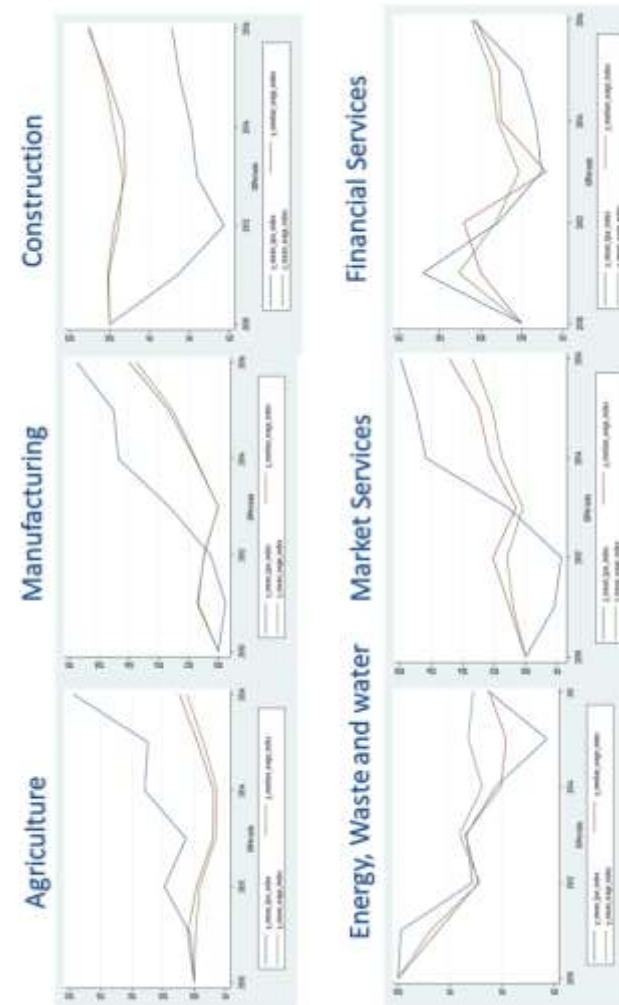
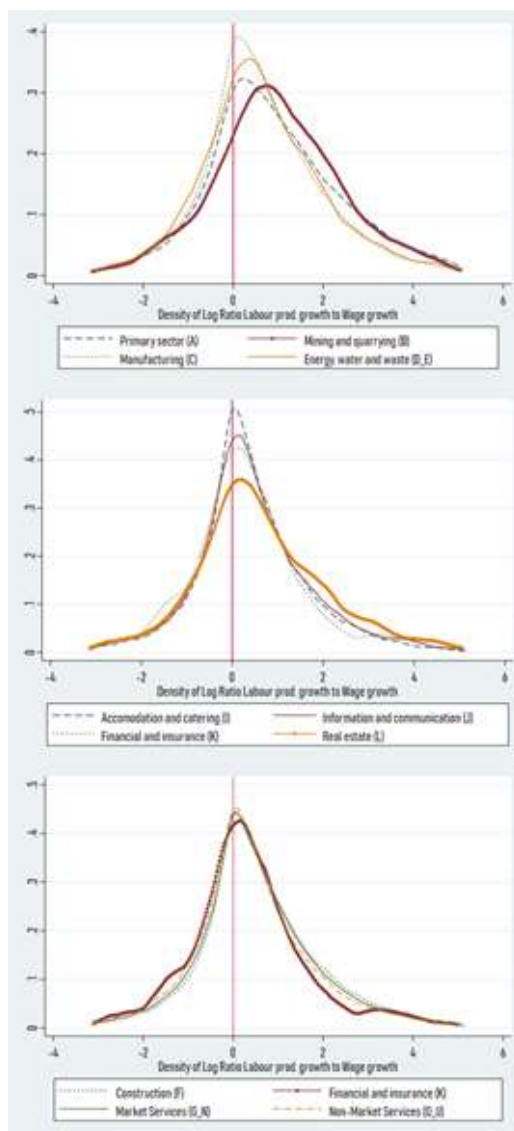
Red for FIRE sectors; Green and White for Market-Services and Non-Market Services, respectively.

GVA per worker	Laggards	Top 10%	Difference	p-value
Labor productivity	17,312.47	62,344.64	-45,032.17	0.00
Labor productivity (hours)	10.17	34.83	-24.65	0.00
Total Factor Productivity	462.75	1,373.20	-910.45	0.00
Average wage	9,528.73	17,081.60	-7,552.88	0.00
Correlation (LP, Wage)	0.43	0.35	0.07	0.00
Correlation (TFP, Wage) *	-0.02	-0.02	0.00	0.68
Ratio of LP / Wage	1.92	4.74	-2.81	0.00
Gross value added	256,698	1,278,324	-1,021,625.65	0.00
Profits (net)	25,916	298,431	-272,515.14	0.00
Workers	13.39	20.03	-6.64	0.00
Fixed tangible Assets	287,206	1,658,594	-1,371,388.35	0.00
Intangible Assets	45,459	1,033,203	-987,744.12	0.00
Capital Intensity (tangible)	2.05	5.73	-3.68	0.00
Training / labor costs	0.0075	0.0099	-0.0024	0.00
Export status (BoP)	0.07	0.20	-0.12	0.00
Irregular contract / workers	0.0685	0.0645	0.0039	0.00
Innovation status	0.15	0.24	-0.08	0.00
Electricity costs / EBITA	0.17	0.05	0.12	0.00
Size (1=Micro - 4=Large)	1.27	1.41	-0.14	0.00
Age	14.96	15.86	-0.91	0.00
Leverage (Liabilities/Equity) *	12.30	8.05	4.25	0.44
Equity ratio (Equity/Assets)	0.40	0.47	-0.07	0.00
NPL / Equity *	0.38	0.30	0.08	0.92
Board comp. / labor costs	0.33	0.36	-0.03	0.00
ICT per worker	39.15	182.41	-143.25	0.00

* indicates that the difference between the Frontier and Laggards is not statistically significant, **significant at 5% level, *** only significant at 10% level.

Total Factor Productivity	Laggards	Top 10%	Difference	(p-value)
Labor productivity	21,258.97	26,871.61	-5,612.64	0.00
Labor productivity (hours)	12.33	15.45	-3.12	0.00
Total Factor Productivity	82.79	4,791.85	-4,709.06	0.00
Average wage	10,186.40	11,170.51	-984.11	0.00
Correlation (LP, Wage)	0.42	0.40	0.02	0.00
Correlation (TFP, Wage)	-0.03	0.08	-0.11	0.00
Ratio of LP / Wage	2.16	2.58	-0.42	0.00
Gross value added	340,251.83	527,839.95	-187,588.12	0.00
Profits (net)	48,818.26	92,663.79	-43,845.53	0.00
Workers	13.69	17.29	-3.60	0.00
Fixed tangible Assets	396,420.20	674,666.92	-278,246.73	0.00
Intangible Assets	138,133.95	464,673.93	-326,539.99	0.00
Capital Intensity (tangible)	2.46	2.02	0.44	0.00
Training / labor costs ***	0.01	0.01	-0.00	0.09
Export status (BoP)	0.09	0.06	0.02	0.00
Irregular contract / workers	0.07	0.06	0.00	0.00
Innovation status	0.16	0.18	-0.01	0.00
Electricity costs / EBITA	0.16	0.11	0.05	0.00
Size (1=Micro - 4=Large)	1.27	1.39	-0.11	0.00
Age	14.96	15.89	-0.93	0.00
Leverage (Liabilities/Equity) *	12.15	9.14	3.01	0.59
Equity ratio (Equity/Assets)	0.41	0.40	0.02	0.00
NPL / Equity *	0.40	0.06	0.34	0.67
CEO pay % labor costs	0.34	0.28	0.06	0.00
ICT per worker *	54.21	48.25	5.96	0.31

* indicates that the difference between the Frontier and Laggards is not statistically significant, **significant at 5% level, *** only significant at 10% level.

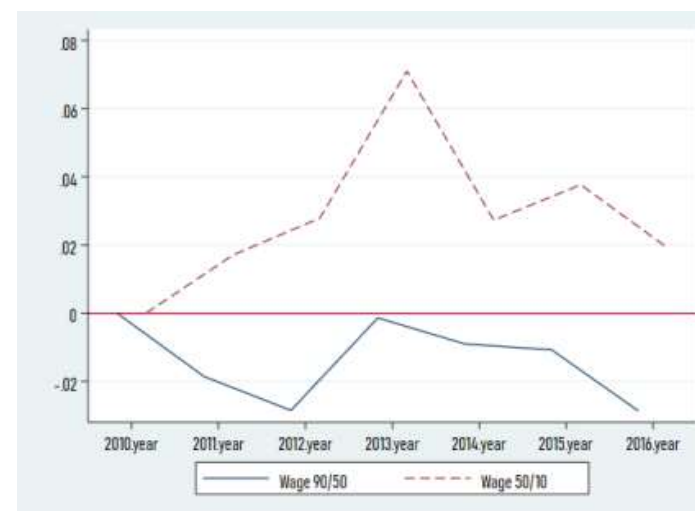
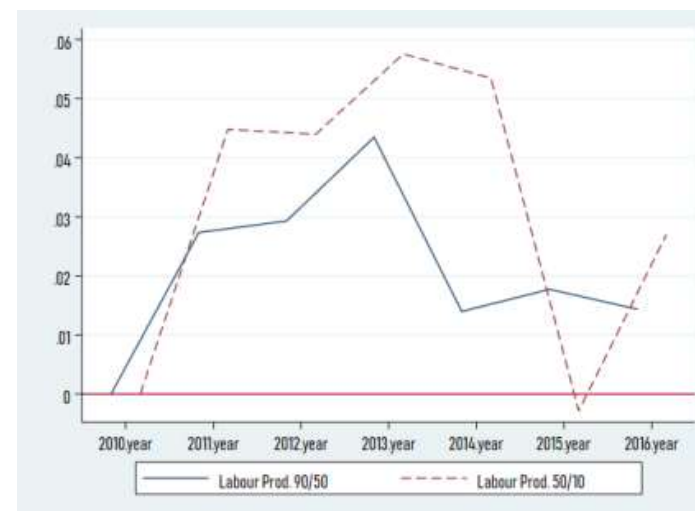


Output 4 - Robustness checks - log (LP/wage) ratio						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Pooled OLS	Time F.E.	Time and Industry F.E.	Firm F.E.	Random Effects	Subsample ¹
Training	1.426***	1.431***	1.228***	1.007***	1.256***	1.319***
Export status	0.0801***	0.0806***	0.0750***	0.0594***	0.0619***	0.0633***
Irregular contracts	0.102***	0.102***	0.0733***	0.0675***	0.0869***	0.0535***
Innovation status	-0.0290***	-0.0276***	-0.0269***	-0.0108**	-0.0208***	-0.00821
Electricity costs	-0.648***	-0.646***	-0.744***	-0.730***	-0.677***	-0.695***
Net Interest	0.0338**	0.0336**	0.0299**	0.0189*	0.0237**	0.0121**
L.M. deregulation	0.0206***	0.0473***	0.0461***	0.00295	0.00872***	0.0258***
Minimum wage	0.0000503***	-0.00000209	-0.0000122	0.0000181***	0.0000332***	-0.0000226***
Board compensation	0.136***	0.137***	0.123***	0.121***	0.137***	0.153***
Size	-0.0445***	-0.0447***	-0.0440***	-0.0245***	-0.0432***	-0.0266***
Leverage	-0.00000939*	-0.00000946*	-0.00000887*	-0.00000831*	-0.00000704**	-0.00000608
Capital intensity	0.0180***	0.0180***	0.0148***	0.0139***	0.0154***	0.0127***
Capital intensity^2	-0.0000247**	-0.0000247***	-0.0000199***	-0.0000135***	-0.0000176***	-0.0000127***
NPL / Equity	-0.00000332**	-0.00000315**	-0.00000394***	0.00000167***	0.00000105***	0.00000167***
Observations	99684	99684	99684	99684	99684	85584
Number of firms	41134	41134	41134	41134	41134	35422
Year fixed effects	NO	YES	YES	NO	NO	YES
Industry fixed effects	NO	NO	YES	NO	NO	NO
Firm fixed effects	NO	NO	NO	YES	NO	YES
R^2	0.155	0.156	0.206	0.0892	0.0870	0.0895
R^2 overall	---	---	---	0.146	0.152	0.129
R^2 between	---	---	---	0.150	0.159	0.138

Robust standard errors are clustered at the firm level and available upon request : * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%.

¹ Subsample corresponds to the main model excluding the following sectors: Agriculture, forestry and fishing; Mining and quarrying; Financial and insurance activities; Public administration and defence, compulsory social security; Education; Human health services; Residential care and social work activities; Arts, entertainment and recreation; Other services; Activities of households as employers; Activities of households for own use; and Activities of extra-territorial organizations and bodies.

Figure 4 from main text enlarged



Output 5	Unconditional Quantile Regressions with Fixed Effects					
Labour Productivity	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Q(10)	Q(50)	Q(90)	Q(10)	Q(50)	Q(90)
Average Wage	0.460***	1.243***	3.651***	0.474***	1.257***	3.731***
Training	9624.1***	18870.7***	65003.0***	9488.7***	18007.4***	58816.0***
Export status	-1.179	1727.0***	6504.7***	86.09	1545.9***	7122.7***
Irregular contracts	-2835.9***	139.8	5182.0***	-2842.1***	-17.28	4165.1**
Innovation status	-15.07	572.9***	-1372.7*	-17.60	289.8	-1513.9**
Electricity costs	-5934.1***	-17104.9***	-31737.5***	-6843.8***	-17888.4***	-31092.0***
Net Interest	613.2***	393.5***	517.2	725.9***	449.9**	674.5
L.M. deregulation	13.72	33.25	467.3	-14.39	46.66	235.9
Minimum wage	1.030***	0.797***	0.519	1.088***	0.986***	1.021
Board compensation	-943.2***	159.2	11212.1***	-982.4***	753.2	10283.4***
Size				41.24	338.7	-2661.4***
Leveradge				-0.237	-0.263*	-0.0714
Capital intensity				19.69**	199.9***	1076.5***
Capital intensity^2				-0.0268**	-0.281***	-1.590***
NPL / Equity				-0.0328	0.0956***	-1.567***
Observations	108176	108176	108176	99684	99684	99684
Number of industries	82	82	82	82	82	82
Industry and Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.101	0.322	0.169	0.103	0.328	0.181
R^2 overall	0.115	0.349	0.177	0.117	0.357	0.195
R^2 between	0.224	0.606	0.556	0.221	0.650	0.620

Robust standard errors are clustered at the sector level and in parentheses : * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%. □

Output 6	Unconditional Quantile Regressions with Fixed Effects					
Average Wage	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Q(10)	Q(50)	Q(90)	Q(10)	Q(50)	Q(90)
Labour Productivity	0.0418***	0.106***	0.326***	0.0451***	0.104***	0.320***
Training	-2479.9**	-7875.7***	-14658.4***	-2479.6**	-8264.2***	-13190.5***
Export status	146.0	1576.8***	5417.5***	-38.08	643.3***	3903.9***
Irregular contracts	-3136.9***	-1183.8***	1179.7	-3103.5***	-1208.0***	1146.4
Innovation status	413.2***	1532.5***	2196.2***	327.5***	895.7***	1348.2***
Electricity costs	986.4***	-226.7	1084.2	971.1***	-697.8	657.8
Net Interest	65.39	27.66	-182.9*	139.9**	2.182	-242.6*
L.M. deregulation	-197.6***	-180.6***	-424.0***	-176.8***	-76.96**	-337.7***
Minimum wage	0.512***	0.181**	-0.323	0.464***	0.186**	-0.442
Board compensation	-2165.3***	-2798.8***	-1162.6**	-2201.4***	-1323.0***	761.5
Size				376.8***	1955.9***	2647.8***
Leveradge				-0.175*	-0.237***	-0.0243
Capital intensity				-73.61***	-84.48***	-183.3***
Capital intensity^2				0.0926***	0.122***	0.284***
NPL / Equity				0.0130***	0.0991***	-0.0896
Observations	108176	108176	108176	99684	99684	99684
Number of industries	82	82	82	82	82	82
Industry and Year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.0758	0.183	0.178	0.0904	0.221	0.190
R^2 overall	0.0815	0.203	0.191	0.0995	0.240	0.203
R^2 between	0.172	0.547	0.544	0.200	0.555	0.433

Robust standard errors are clustered at the sector level and in parentheses : * p < 10%, ** p < 5%, *** p < 1%. □

Output 7	Logit model - Top 10% TFP dummy					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Average wage	0.0000239***				0.0000110***	0.0000154***
Irregular cont. (%)	0.00795				-0.0462	-0.0679
Board comp.		-0.532***		-0.549***	-0.494***	-0.511***
Training		1.875***		1.830***	1.764***	1.776***
Size		-0.0641***		0.0749***	-0.0816***	0.0548***
Age		-0.00423***		-0.00345***	-0.00396***	-0.00344***
Export status			-0.548***	-0.936***		-0.986***
Innovation status			-0.0517***	-0.164***		-0.184***
log(Herfindahl)			0.112***	0.137***		0.123***
Observations	808461	191921	1113268	191921	165654	165654
Pseudo-R ²	0.00210	0.00348	0.00360	0.0127	0.00348	0.0126
Correctly classified cutoff = 0.10	61.41%	31.36%	55.17%	39.78%	32.79%	41.09%

Output 8	Alternative Logit model - Top 10% TFP dummy					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wage Premium	0.366***				0.321***	0.338***
Temp. Cont.	0.00000462				-0.0579**	-0.0458***
Part-time Cont.	-0.00582***				-0.00538***	-0.00808***
Indep. Workers	0.0000263				0.00176*	0.00168*
Board (Man. Bonus)		-0.667***		-0.684***	-0.542***	-0.561***
Training per worker		0.0000509***		0.0000523***	0.0000550***	0.0000552***
Size		-0.0664***		0.0550***	0.0288	0.135***
Age		-0.00441***		-0.00401***	-0.00496***	-0.00496***
Exports / Turnover			-0.816***	-1.405***		-1.428***
Innov. (R&D)			-0.448***	-0.701***		-0.579***
log(Herfindahl)			0.115***	0.143***		0.150***
Observations	457302	191757	1113268	191757	122804	122804
Pseudo-R ²	0.00468	0.00347	0.00452	0.0141	0.00810	0.0172
Correctly classified cutoff = 0.10	51.52%	31.15%	56.26%	39.90%	44.97%	48.03%

Correlation matrix between Frazer Institute's Labour Market Deregulation index and OECD-EPL of overall and regular contracts (versions 1 and 3)

	FR_der-M	EPL_rc_1	EPL_rc_3	EPL_r_1	EPL_r_3
FR_dereg_LM	1.0000				
EPL_rc_1	-0.9952	1.0000			
EPL_rc_3	-0.9932	0.9988	1.0000		
EPL_r_1	-0.9952	1.0000	0.9988	1.0000	
EPL_r_3	-0.9932	0.9988	1.0000	0.9988	1.0000

A Brief VAR analysis of a CAPB Shock

Frederico Silva Leal, Daniel Goulão and José Azevedo Pereira*

Abstract

The present research aims to study the macroeconomic effects of a Cyclically Adjusted Primary Balance (CAPB) shock, using a basic structural VAR for the Eurozone countries (EA19) in the period 1960-2017. According to the results, a fiscal consolidation, due to a decrease in the long-term real interest rates, is expected to stimulate private investment. Yet, it would generate a slightly negative impact on the GDP in the short-term, with an expansionist response in the medium and long run.

1. Introduction

Following the Keynesian theory, an expansionary fiscal policy is expected to create a positive dynamic on aggregate demand, giving favourable conditions for private initiatives (crowding-in effect), and stimulating the economic growth. However, due to competitive, financial and fiscal conditions, the opposite scenario may exist.

In this sense, this article attempts to better analyse the macroeconomic effects of fiscal policy. In particular, it tries to evaluate the impact of a fiscal consolidation, on private investment (% of GDP) and on real GDP within the Eurozone. As an indicator of fiscal consolidation it will be used the cyclical adjusted primary balance (CAPB), as it eliminates all the factors that may change the fiscal consolidation independently of the government policy, namely interest payments and cyclical component.

For that, based on Pina and St. Aubyn (2006) and on Afonso and St. Aubyn (2008), a 5-variable structural VAR will be used to compute the impulse response functions in the short and long run. Thus, it will be possible to assess the existence of a crowding in or crowding out effect provided by fiscal expansions.

The paper is organised as follows. In section two, it is presented a short literature review of the economic theory underlying fiscal shocks and their main transition channels. Section three shows some data and stylized facts, and section four explains the methodology applied in this article. The section five presents the estimation outputs and section sixth the main conclusions.

Finally, in Appendix II we will complement our essay assessing the reaction of the policy maker in response to an exogenous GDP shock.

2. Literature Review

According to the Keynesian theory, stressing the need of government intervention, an expansionary fiscal policy increases the aggregate demand generating a positive effect on the economic activity. Specifically, a demand shock will lead to a dynamic process - fiscal multiplier –, which concludes in an increase in GDP. The positive impact of an expansionary fiscal policy, through an increase in salary of civil servants, goods and services consumption, public investment or a reduction of tax rates, among others, is greater in an economy with no inflationary pressures and no liquidity constraints. In this context, the policy maker has tools to use as stabilizer instruments, in order to soften the business cycle, namely it may manage public expenditure and tax revenue to influence household's income and behaviour. As a result, a fiscal consolidation in a negative economic cycle is expected to result in a recessive impact on employment and on GDP (Bernheim, 1989).

The existence of automatic stabilizers and interest expenditure may lead to a misperception of the type of fiscal policy. Indeed, we could be towards a contractionary fiscal policy and at the same time having an

* The opinions expressed in the article are the responsibility of the authors and may not coincide with those of the institution. All errors and omissions are the responsibility of the authors.

increase of the Government Budget Balance as it depends on the economic cycle. Auerbach and Gorodnichenko (2012) observed that the cyclically adjusted primary balance (CAPB) should be used as a proxy to properly assess the fiscal policy. The CAPB consists in the Government Budget Balance (GBB) cyclically corrected (through the output gap) and net of public debt interest expenditure.

Despite the relative acceptance of the Keynesian perspective and the impact of the aggregate demand in the short-run in normal conditions in the economic literature, the accumulation of negative GBB, and the consequent public debt growth might deteriorate the financing conditions. Namely, the public debt may reach a level in which the risk of default arises, and, therefore, the sovereign interest rate increases. The interconnectivity between the private and public sectors may lead to an increase in the private sector interest rate. Hence, a non-linear relationship between public debt and economic growth is perceived (Elmendorf and Mankiw, 1999; Reinhart and Rogoff, 2010).

According to the neoclassical approach - where households and firms face an intertemporal consumption and investment decision over the life cycle – a shock in public demand might produce recessive pressures. An excessive capital demand and a deterioration in public finances - leading to a rise on interest rates-, would inhibit investments and stimulate savings (Bernheim, 1989). In addition, since agents face an intertemporal maximization problem, a marginal increment in their income would not generate a significant impact on their current consumption (Diamond, 1965). Also, an inter-generational altruistic utility function, as considered in the Ricardian approach is one of the assumptions for the life cycle theory. Again, a temporary income shock will result in a quasi-neutral real economic impact (Bernheim, 1989).

The neoclassical theory defends that only supply shocks have the ability to promote economic growth in the long run - as it changes the steady-state - , in opposite to demand shocks as suggested by the Keynesian theory.

The type of impact in the economic activity depending on the type of fiscal policy, namely public investment applied and financing instrument (tax revenues or public debt), is also studied in the literature. The State' financing needs financed through public debt or tax revenues, may lead to a decrease in private investment, through a direct substitution or an increase in interest rates and consequently disincentive to private investment. In this specific case, we are facing a crowding-out of private investment due to expansionary fiscal policy.

However, some categories of public investment (and under some conditions) may generate favourable conditions for private initiatives. The improvement of infrastructures and business conditions could be a factor of private investment productivity increase. In this case we are facing crowding-in effect of public investment (Afonso and St. Aubyn, 2008).

Moving to the main empirical contributions in the literature regarding the impact of fiscal policy and economic activity, contradictions are commonly observed.

In the core article of Blanchard and Perotti (2002), the results seemed to be consistent with the Keynesian theory, namely, private consumption appears to slack with an increase in taxation, and driven by government spending. Using a SVAR model for the US economy (1960-1997) they obtained a government expenditure multiplier of 0.84 in the short run, and surpassing the unit (cumulative multiplier) in the long run. The more recent literature is giving more focus on the non-linearity of the fiscal multiplier, depending on time and country specific characteristics. According to Brinca et al (2016), the macroeconomic effects of a fiscal expansion seem to be higher when facing a liquidity constraint scenario due to a higher marginal propensity to consume. Auerbach and Gorodnichenko (2012) defends that the effect is also dependent on the business cycle, being more effective during recessions than expansions. More recently, Afonso and Leal (2018), using a SVAR model for the Eurozone countries, supported those studies, obtaining higher multipliers in periods of recessions and for indebted countries.

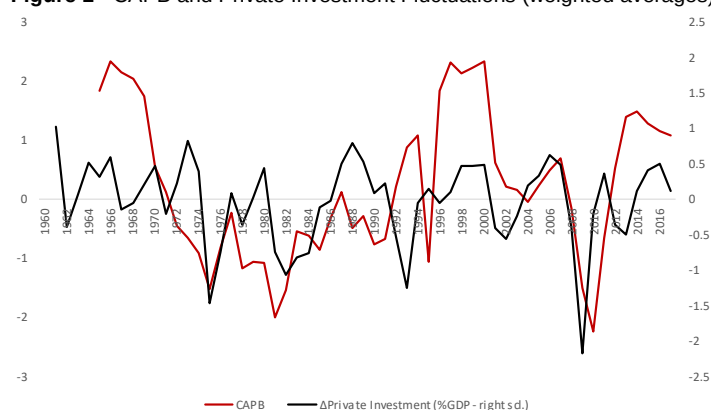
On the contrary, Ilzetski et al (2011) observed that for countries with public debts over 60% of GDP, the fiscal multipliers are not statically different from zero, and with a long-run recessive impact on the economy. It follows from the dissociation of the effectiveness of the fiscal and the risk premium.

Aschauer (1989) studied the effects of the fiscal policy, namely public investment, on the economic activity, assessing whether public investment crowds in or crowds out private investment. In a study on the US economy, he conclude that public investment had an overall crowding-in effect on private sector, and public and private capital can be seen as complementary. However, others like Voss (2002) obtained opposite results. Using the same methodology for the US and Canada in the period 1947-1996, he conclude that innovations to public investment crowd out private investment.

3. Some Stylized Facts

The following graphs illustrate the data used, namely the values of the euro area member states before and after the start of EMU (1960-2017) as a weighted average. The sample used for this charts can be seen in the Appendix I.

Figure 1 - CAPB and Private Investment Fluctuations (weighted averages)

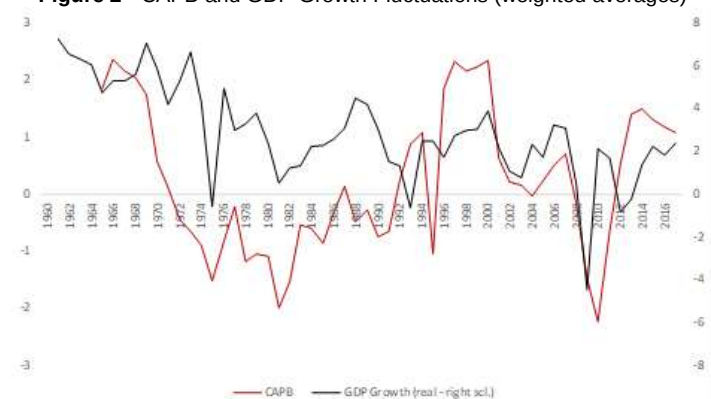


Source: EC, Ameco Database

The Figure 1 illustrates the CAPB and the private investment (change in percentage of GDP) fluctuations along the period in analysis. According to the evolution of these variables, it seems to be a positive correlation pattern between the two variables. An improvement/ deterioration of the CAPB seems to be linked with a growth/reduction of the private investment. At same time, a fall in public investment is linked. One possible reason might be substitution effect, i.e., an increase of the CAPB trough public investment may stimulate private investment to catch the resources and fill the unoccupied space in the economy. Although less clear, in the period before the creation of the EMU a crowding out effect can also be perceived.

Note that since the EMU creation, the member states (jointly in a single market and currency union) became more homogenous in what concerns the business cycle and the private sector, and therefore easier to analyse. The less robust link in the period before the creation of the EMU might result from the sample composition along the years and from idiosyncratic factors of each country, as different productive structures, catching up processes or severe crisis.

Figure 2 - CAPB and GDP Growth Fluctuations (weighted averages)

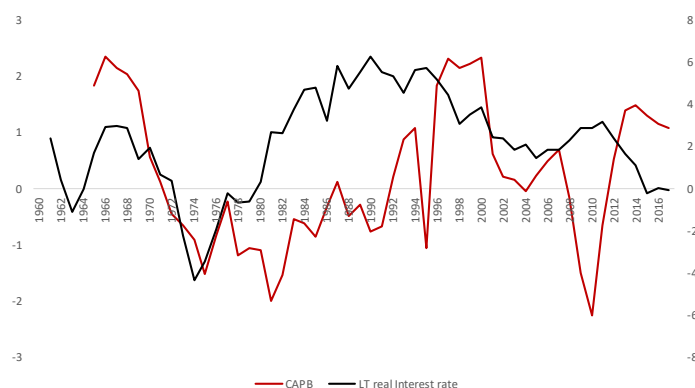


Source: EC, Ameco Database

Figure 2 shows the correlation between the CAPB and the nominal GDP growth rate. The correlation is also positive. An increase in the GDP growth rate is concomitant with a CAPB improvements, and the other way

around is also observed. Moreover, the relationship between the CAPB, private investment and the GDP growth have similar patterns along the period in analysis. A possible root for this nexus is the interest rate pattern, i.e., the monetary transmission mechanism.

Figure 3 - CAPB and LT Interest Rate (weighted averages)



Source: EC, Ameco Database

There is an inverse relationship between the CAPB and the long-term interest rate justifying the choice of this variable as a transmission channel between fiscal policy and private investment and GDP growth. This relation is clearer in the period 1986 – 98 and after 2008.

It seem to have gain a new importance after 2000. Benefiting from the creation of the EMU, with low interest rates, and the absence of exchange rate risk, the long-term interest rate should reflect the country specific characteristics that are reflected in the risk premium. According to the definition of Barbosa and Costa (2010, p 144), the risk premium corresponds to the "return required by investors for the risk that future cash flows will be different from the agreed due to the occurrence of a default". Since the beginning of the financial crisis, the fiscal variables became one of the mains determinant of the long-term financing costs (Afonso and Leal, 2017).

4. Methodology

This article aims to verify the impact of a CAPB shock on the economic activity, namely on private investment and ultimately on GDP. For that purpose, it will be used a SVAR methodology for the period 1960-2017, in order to assess the impulse response function of a shock in the fiscal policy. Following Pina and St. Aubyn (2006) and Afonso and St. Aubyn (2008) specification, it will be used as economic variables: the CAPB; the private investment to GDP ratio; the long term real interest rate; the unemployment rate (percentage of active population), and the logarithm of output (real terms) to compute a VAR model as follows.

$$X_t = c + \sum_{t=1}^T A_t X_{t-t} + \varepsilon_t$$

$$X_{it} = [\Delta CAPB_{it} \Delta LTIR_{it} \Delta PrivI_{it} \Delta U_{it} \Delta Y_{it}]$$

$$\varepsilon_{it} = [\varepsilon_{it}^{CAPB} \varepsilon_{it}^{LTIR} \varepsilon_{it}^{PrivI} \varepsilon_{it}^U \varepsilon_{it}^Y]$$

Here, the X_t represents a vector of endogenous variables, c is the vector for intercepts terms, A_t is the autoregressive matrix and ε_t the random disturbances, which includes the OLS residuals. The matrix is composed by the five above-mentioned variables. The chosen VAR order used in the estimation was chosen respecting the roots of characteristic polynomial, to satisfy the stability condition.

Using the autoregressive lag polynomial and the correlated error terms (u_t) to compute the structural uncorrelated shocks (ε_t), the model was designed using a recursive identification based on the Cholesky decomposition of the variance-covariance matrix of the reduced-form VAR shocks. The imposed restrictions implies that a first order shock would not react contemporaneously to any other shock in the system. The second variable reacts contemporaneously to the previous variable fluctuation, and so on, until the last variable, which will respond to all the others. In this context, the variables present the following sequence: CAPB, LT interest rate, private investment, unemployment rate, and lastly, the output.

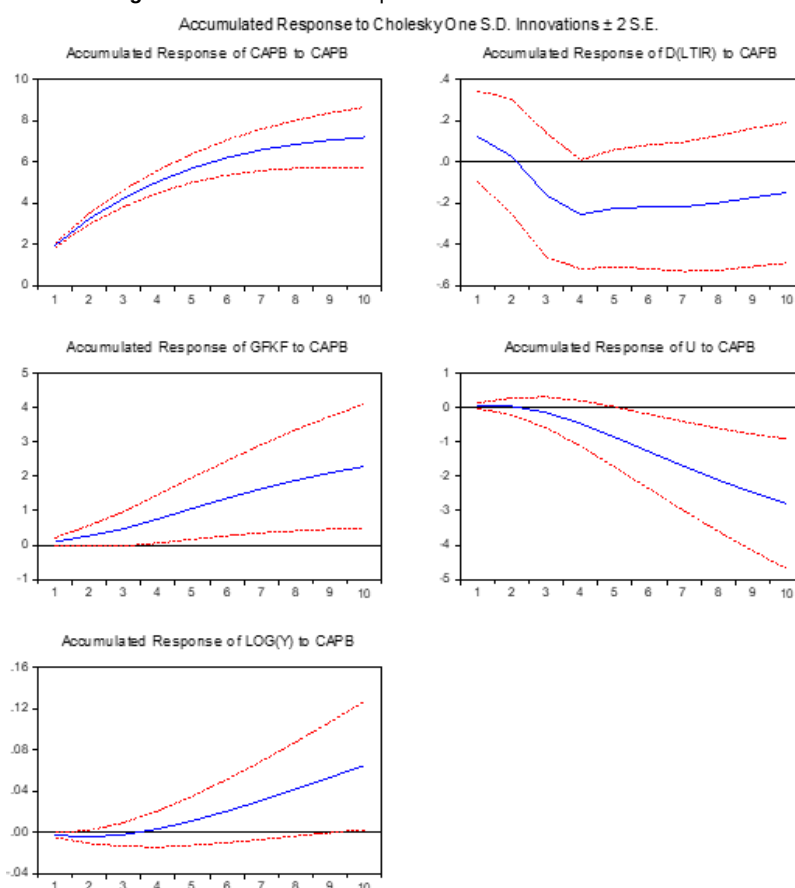
$$\begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
\alpha_{LTIR\ CAPB} & 1 & 0 & 0 & 0 \\
\alpha_{PrivI\ CAPB} & \alpha_{PrivI\ LTIR} & 1 & 0 & 0 \\
\alpha_{U\ CAPB} & \alpha_{U\ LTIR} & \alpha_{U\ PrivI} & 1 & 0 \\
\alpha_{Y\ CAPB} & \alpha_{Y\ LTIR} & \alpha_{Y\ PrivI} & \alpha_{Y\ U} & 1
\end{bmatrix}
\begin{bmatrix}
u_{it}^{CAPB} \\
u_{it}^{LTIR} \\
u_{it}^{PrivI} \\
u_{it}^U \\
u_{it}^Y
\end{bmatrix}
=
\begin{bmatrix}
1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 1
\end{bmatrix}
\begin{bmatrix}
\varepsilon_{it}^{CAPB} \\
\varepsilon_{it}^{LTIR} \\
\varepsilon_{it}^{PrivI} \\
\varepsilon_{it}^U \\
\varepsilon_{it}^Y
\end{bmatrix}$$

5. Estimation and Results

In the following SVAR estimation, the sample is composed by EA19 panel data for the period 1960-2017 and it was considered a 3-year lag (Hannan-Quinn information criterion). The data source was the AMECO EU Database.

Additionally, was considered the long-term real interest rate (LTIR) difference-to-difference to satisfy the stability condition (unit root test). The diagnostic tests for both variables and estimations can be seen in the appendixes, as well as the data description.

Figure 4 - Accumulated Response Functions to a CAPB shock



Firstly, one can observe that with the exception for the long-term real interest rate, whose confident level rise doubts about its sign and magnitude (suggesting that it may not be the only transmission channel between the CAPB and private investment), the result gives us a strong clue regarding the orientation of the macroeconomic effects of a CAPB shock.

In this SVAR exercise, when facing a 2 s.d. innovation in the cyclical adjusted primary balance on the Eurozone countries, both private investment and GDP seem to have a positive response in the medium and long-

run. As expected, the long-term interest rate will fall in average with an improvement of CAPB due to a lower risk premium, affecting positively the investment level. Consequently, the unemployment rate will decrease following the private investment increase and the GDP increases. Therefore, the economy converges for a new steady state, in which the private investment and the adjusted primary balance increases, and the unemployment rate decreases.

With an almost null impact on the first year, a 1 p.p. improvement on the CAPB is expected to generate an increase of 0.24 p.p. in private investment after 3 years. On the other hand, the short-term shock on GDP growth is slightly negative (about -0.002 p.p) and became increasing positive since the 4th year. In a similar way, a positive shock on CAPB has a small positive impact on unemployment rate that would start decreasing in the 3rd year.

Hence, the SVAR, despite supporting the principles of the Keynesian theory in the short run, concludes for a crowding-out effect of the public expenditure on private investment in the medium and long run. In addition, a sound and stable fiscal policy is correlated with an increase on GDP.

Thus, it is perceived that a deterioration (improvement) of the fiscal balance might jeopardize (sustain) the private initiative, and consequently inhibit (stimulate) the economic growth. In this model, the result is explained by the improving of the financing conditions of the European economy by reducing interest rates in the medium and long term

However, regarding the interest rate, the estimation is not sufficiently robust to determine with certainty the sign of the variable change and magnitude. In addition, the short-term effect seems to differ from the long-term paths. In particular, a first effect of fiscal consolidation is a reduction of inflation through reducing aggregate demand. Therefore, the higher rigidity of the nominal interest rate in the short term may result in an increase of the real interest rate. In appendix VI, is presented a brief analysis of the LT real interest rate impulse response function (IRF), identifying the role of the inflation rate.

Nevertheless, a fiscal consolidation results in a reduction of the LT real interest rate (diminishing the liquidity constraints) and inflation in the medium and long term, which are two main condition to maximize the fiscal multipliers effects.

6. Conclusions

In this study, we gave a brief survey on the expected macroeconomic effects of fiscal shocks according to different theoretical perspectives, identifying possible transmission channels and their pattern on the Eurozone countries in the period 1960-2017. Thus, the macroeconomic response function was assessed through a SVAR model.

According to the results, the long-term real interest rate fall facing a fiscal improvement, which generates a positive impact on private investment, a decrease on the unemployment rate following private investment. In addition, despite a slightly negative impact on GDP in the short-run, a CAPB improvement produces an expansionary response on the medium and long run.

Summarizing, the article has three main results. First, the estimation supports that a fiscal shock has a Keynesian effect on the short run. Second, fiscal consolidation provides a healthy environment for private investment by allowing the stabilization of the debt market and reducing the cost of financing. Lastly, fiscal consolidation by reducing inflationary pressures and liquidity constraints is expected to increase the effectiveness of fiscal policy instruments in the short run.

References

- Afonso, A. and Leal, F. S. (2018). "Fiscal Multipliers in the Eurozone: A SVAR Analysis", REM Working Paper 047-2018;
- Afonso, A. and Leal, F. S. (2017). "Sovereign yield spreads in the EMU: crisis and structural determinants", ISEG Economics Department Working Paper No. WP 09/2017/DE/UECE;

- Afonso, A. and St.Aubyn, M. (2008). "Macroeconomic Rates of Return of Public and Private Investment: Crowding-In and Crowding-Out Effects", ECB Working Paper No. 864;
- Aschauer, D. (1989). "Does public capital crowd out private capital?" *Journal of Monetary Economics* 24 (2): 171-188;
- Auerbach, A. J. and Gorodnichenko, Y. (2011). "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion", NBER Working Paper Series, No. 17447;
- Barbosa, L. and Costa, S. (2010). "Determinantes dos spreads soberanos na área do euro no contexto da crise económica e financeira." *Boletim Económico | Banco de Portugal* (Autumn): 143-164;
- Bernheim, B. D. (1989). "A Neoclassical Perspective on Budget Deficits" *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, No. 2: 55-72;
- Blanchard, O. and Perotti, R. (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output" *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, No. 4: 1329-1368;
- Brinca, P., Holter, A. H., Krussel, P. and Malafry, L. (2016). "Fiscal multipliers in the 21st century" *Journal of Monetary Economics*, vol. 77: 53-69;
- Diamond, P. (1965). "National Debt and Neoclassical Economic Growth." *American Economic Review*, 55: 1125-1150;
- Elmendorf, D. W. and Mankiw, G. N. (1999). "Government debt." *Handbook of Macroeconomics* 1: 1615-1669;
- Ilzetski, E., Mendoza, E. G. and Végh, C. A. (2011). "How Big (Small?) are Fiscal Multipliers?". IMF Working Paper, WP/11/52;
- Pina, A. and St. Aubyn, M. (2006). "How should we measure the return on public investment in a VAR?" *Economics Bulletin* 8 (5): 1-4;
- Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. (2010). "Growth in a time of debt." *American Economic Review* 100(2): 573-578;
- Voss, G. (2002). "Public and private investment in the United States and Canada." *Economic Modelling* 19: 641-664.

Appendixes

Appendix I – Descriptive Statistics

	CAPB	LTIR	GFKF	U	Y
	<i>Cyclically Adjusted Primary Balance</i>	<i>Long term real interest rate</i>	<i>Private Investment</i>	<i>Unemployment rate</i>	<i>GDP</i>
	% potential GDP	% (rate)	% GDP	% of labor force	million euros
Mean	0.4	2.4	19.2	8.4	485.6
Median	0.5	2.4	18.8	7.8	183.5
Maximum	9.2	24.4	33.8	27.5	2918.8
Minimum	-27.3	-12.4	7.7	0.8	5.4
Std. Dev.	3.0	3.6	3.5	4.6	649.0
Skewness	-1.3	0.4	0.4	1.1	1.8
Kurtosis	14.2	8.2	4.4	4.7	5.3
Sum	240	1536	12032	5252	304953
Sum Sq. Dev.	5750	8074	7616	13416	264000000
Observations	628	628	628	628	628

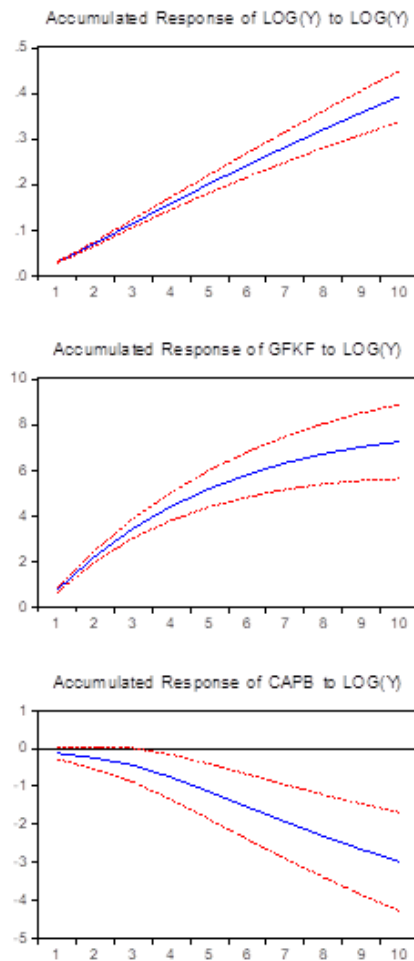
Appendix II – Fiscal Policy Orientation

After analysing the macroeconomic effects of a CAPB shock, it would be interesting to analyse the inverse relation.

To assess the orientation of the fiscal policy according to the rhythm of economic growth, in this appendix, we used a 3 variables SVAR. Therefore, we applied an exogenous GDP shock, observing the CAPB impulse response function,

controlling the investment level as a transmission channel.

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



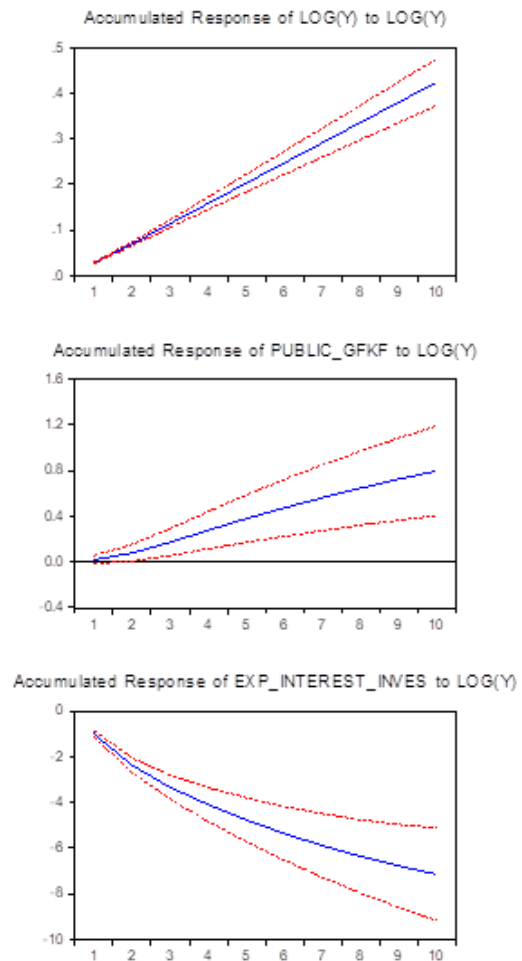
According to the estimation, in response to a GDP increase, both investment and CAPB seem to have a pro-cyclical response. This result might jeopardize the stability function of fiscal policy, where the Government tends to stimulate the economic activity when the growth is higher.

Since the public investment is sometimes used as a margin to control the budget execution, it is expected to increase during periods of economic strong economic growth, being a possible reason for the pro-cyclical orientation of fiscal policy.

Thus, we assessed the behaviour of both public investment and public expenditure net of interest

and investment, in response to an exogenous GDP shock.

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



According to the results, facing a positive GDP shock, the public investment increases, which shows the use of public investment as a budgetary margin. In addition, the total net expenditure tends to decrease due to the automatic stabilizers (counter-cyclical behavior of the remaining expenditure).

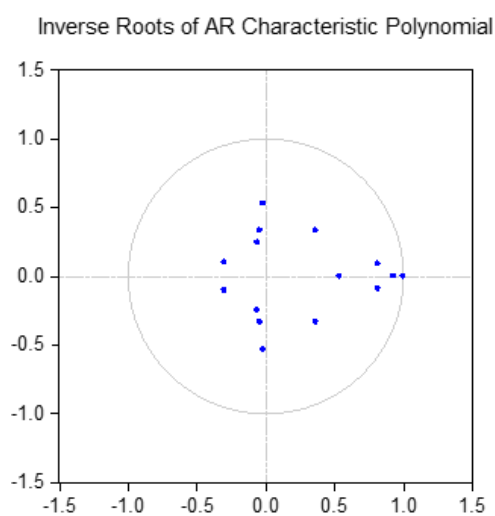
Thus, giving both estimations, we believe that the pro-cyclical behavior of fiscal policy might be partially explained by the pro-cyclical use of public investment.

For the next investigations, it may be interesting to study with more attention the crowding-out effects of public investment.

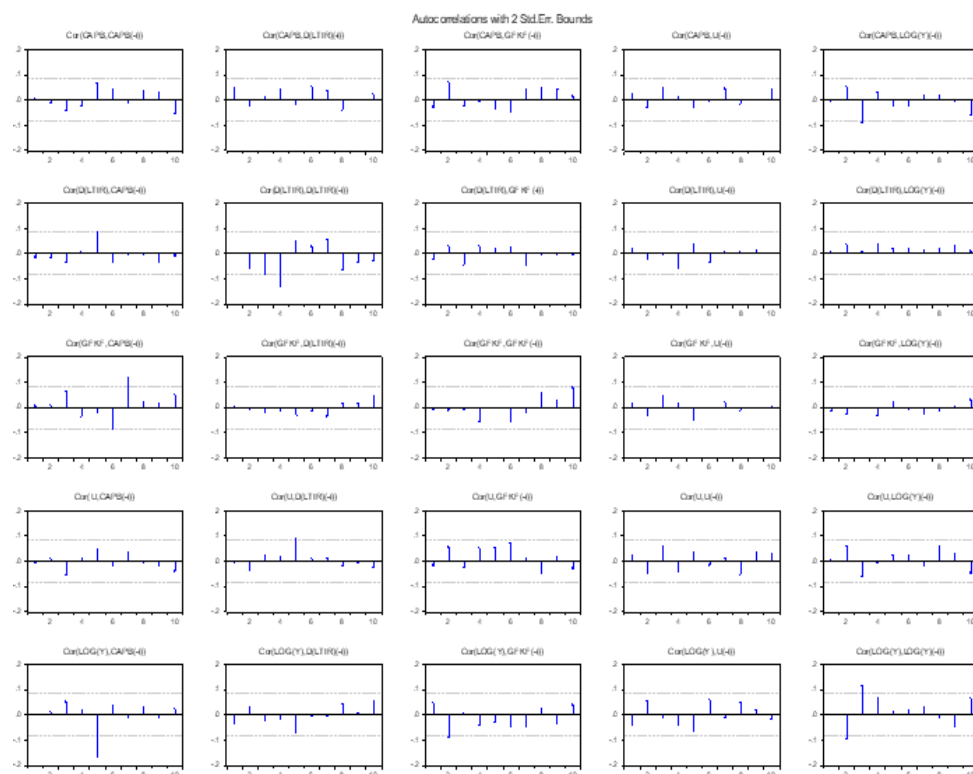
Appendix III– Variables Unit Root Test

CAPB				
Method	Statistic	Prob.	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assume s common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-3.61368	0.0002	19	686
LTIR				
Method	Statistic	Prob.	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assume s common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-0.73482	0.2312	19	651
D(LTIR)				
Method	Statistic	Prob.	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assume s common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-13.5673	0.0000	19	631
GFKF				
Method	Statistic	Prob.	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assume s common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-2.62475	0.0043	19	719
U				
Method	Statistic	Prob.	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assume s common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-3.29931	0.0005	19	803
Y (logaritm)				
Method	Statistic	Prob.	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assume s common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-8.85189	0.0000	19	817

Appendix IV– AR Root Graph



Appendix V– Correlogram (10 lags)

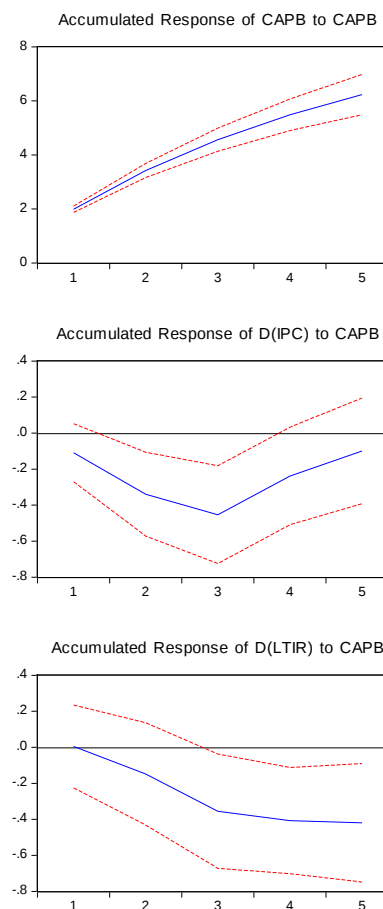


Appendix VI– The long term real interest rate IRF

In this appendix, in order to understand the positive response of the real interest rate in the short-run and its large confidence interval, a 3 variables SVAR was applied. Here, the inflation rate (Consumer Price Index – IPC - in differences) was controlled to properly assess its role on the interest rate IRF. Thus, it is possible to observe that an improvement of CAPB tends to decrease the inflation rate, what might justify the positive short run response of the real interest rate in the figure 4, as the nominal rate tends to be more inelastic.

In addition, controlling the inflation response, the LT real interest rate reacts negatively both in the short and medium term. It is also perceived that the confidence interval became tighter, making possible a proper assessment of the signal of its response function since the third year.

Accumulated Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Comércio internacional de mercadorias de Portugal com África (2016 e 2017)

Walter Anatole Marques¹

1. Balança Comercial

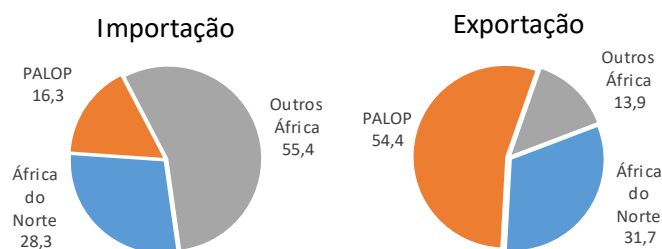
De acordo com dados de base veiculados pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) para os anos de 2016 e 2017, em 2017, o comércio internacional de mercadorias de Portugal com o conjunto dos 59 países africanos representou 8% das exportações totais (8,3% em 2016) e 3% das importações (3,5% em 2016). Face ao conjunto dos países terceiros, o seu peso foi, respetivamente, 30,7% (33,2% em 2016) e 12,6% (15,9% em 2016). Neste trabalho os países africanos estão agrupados em três componentes: África do Norte (28,3% das importações portuguesas de África e 31,7% das exportações em 2017), Países Africanos de Língua Oficial Portuguesa (PALOP) (16,3% e 54,4%, respetivamente) e Outros África (55,4% e 13,9%).

Balança comercial de mercadorias de Portugal com África - Países da África do Norte, PALOP e restantes países - (2016 e 2017)

milhões de Euros

	África		África do Norte		PALOP		Outros África	
	2016	2017	2016	2017	2016	2017	2016	2017
Importação (Cif)	2 159	2 060	619	584	858	336	683	1 141
t.v.h.	-	-4,6	-	-5,7	-	-60,8	-	67,1
Exportação (Fob)	4 137	4 375	1 514	1 387	2 117	2 382	506	606
t.v.h.	-	5,7	-	-8,4	-	12,5	-	19,7
Saldo (Fob-Cif)	1 978	2 315	895	803	1 260	2 046	-177	-535
t.v.h.	-	17,0	-	-10,2	-	62,4	-	203,0
Cobertura (Fob/Cif) (%)	191,6	212,3	244,6	237,6	246,9	709,2	74,1	53,1

Peso de cada componente no total de África em 2017 [%]



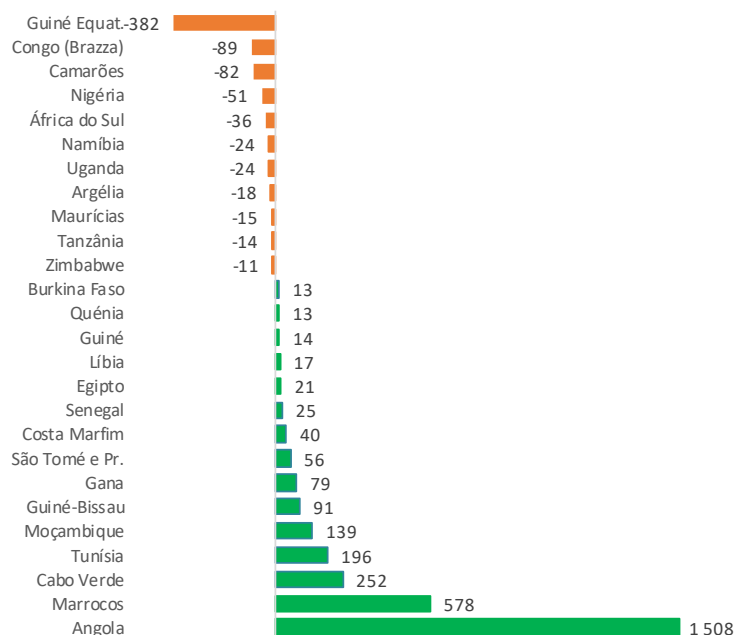
Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórias, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

A Balança Comercial de mercadorias de Portugal com África foi favorável a Portugal nos dois últimos anos, tendo sido positivo o saldo com os países da África do Norte e com os PALOP e deficitária a balança com os Outros África.

Em 2017 o maior saldo positivo verificou-se com Angola (+1508 milhões de euros) e o maior défice com a Guiné Equatorial (-382 milhões).

¹ Assessor Principal da Função Pública (AP). As opiniões aqui expressas não coincidem necessariamente com a posição do ME.

**Principais saldos positivos e negativos da balança comercial
de Portugal com os países africanos
- 2017 -
(milhões de Euros)**



*Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios,
com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)*

2. Principais destinos e origens das trocas de mercadorias entre Portugal e África

2.1. Destinos das exportações

Entre os países da África do Norte, que representaram 31,7% do total das exportações portuguesas para África em 2017, com uma taxa de variações homóloga (TVH), face ao ano anterior, de -8,4%, as maiores exportações incidiram em Marrocos (52,7% da região e 16,7% do conjunto dos países africanos, com TVH de +2,6%), seguido da Argélia, da Tunísia e do Egipto. A quebra em valor ficou a dever-se a descidas nas exportações para a Argélia (-36,2%) e para a Líbia (-52,1%).

Entre os PALOP, que representaram 54,4% das exportações para África em 2017 com uma TVH de +12,5% face ao ano anterior, o destaque vai para Angola (40,9% das exportações para África, 75% dos PALOP e TVH +19%), seguida de Cabo Verde e de Moçambique.

No conjunto dos Outros África (13,9% do total do continente), destacaram-se, por ordem decrescente de valor, a África do Sul, a grande distância dos restantes, o Gana, a Costa do Marfim, o Senegal, os Camarões, a Nigéria, o Quênia, a Guiné, o Burkina Faso, a Guiné Equatorial e a Mauritânia.

**Principais destinos das exportações portuguesas para África
(2016 e 2017)**

	milhares de Euros		TVH	Estrutura (%)	
	2016	2017		2016	2017
África (Total)	4 137 465	4 374 965	5,7	100,0	100,0
% Mundo	8,3	8,0	-	-	-
% P.Terceiros	33,2	30,7	-	-	-
África do Norte	1 513 689	1 386 874	-8,4	36,6	31,7
% de África	36,6	31,7	-	-	-
MA Marrocos	711 824	730 323	2,6	17,2	16,7
DZ Argélia	463 237	295 481	-36,2	11,2	6,8
TN Tunísia	180 695	214 578	18,8	4,4	4,9
EG Egipto	114 052	119 603	4,9	2,8	2,7
LY Líbia	35 344	16 937	-52,1	0,9	0,4
XC Ceuta	7 819	9 439	20,7	0,2	0,2
% da África NT	100,0	100,0	-	-	-
PALOP	2 117 405	2 381 988	12,5	51,2	54,4
% de África	51,2	54,4	-	-	-
AO Angola	1 501 573	1 787 199	19,0	36,3	40,9
CV Cabo Verde	258 570	266 813	3,2	6,2	6,1
MZ Moçambique	214 714	180 423	-16,0	5,2	4,1
GW Guiné-Bissau	78 435	91 204	16,3	1,9	2,1
ST São Tomé e Príncipe	64 112	56 349	-12,1	1,5	1,3
% dos PALOP	100,0	100,0	-	-	-
Outros África	506 371	606 103	19,7	12,2	13,9
% de África	12,2	13,9	-	-	-
ZA África do Sul	146 416	180 010	22,9	3,5	4,1
GH Gana	37 934	86 235	127,3	0,9	2,0
CI Costa do Marfim	35 538	67 800	90,8	0,9	1,5
SN Senegal	34 681	46 195	33,2	0,8	1,1
CM Camarões	23 698	29 700	25,3	0,6	0,7
NG Nigéria	27 501	19 256	-30,0	0,7	0,4
KE Quênia	20 898	18 087	-13,4	0,5	0,4
GN Guiné	13 686	14 598	6,7	0,3	0,3
BF Burkina Faso	8 211	14 540	77,1	0,2	0,3
GQ Guiné Equatorial	20 204	12 962	-35,8	0,5	0,3
MR Mauritânia	9 103	12 303	35,2	0,2	0,3
SD Sudão	7 756	9 069	16,9	0,2	0,2
MG Madagáscar	7 090	8 863	25,0	0,2	0,2
ML Mali	4 485	8 601	91,8	0,1	0,2
ET Etiópia	9 144	8 501	-7,0	0,2	0,2
CG Congo	9 241	6 900	-25,3	0,2	0,2
BJ Benim	9 564	6 569	-31,3	0,2	0,2
% dos Outros África	84,0	90,8	-	-	-

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

Do quadro seguinte constam as quotas de mercado das exportações portuguesas nos principais mercados de destino africanos, bem como a taxa de variação homóloga das importações globais em cada um dos países entre 2016 e 2017 e correspondentes taxas de variação das exportações portuguesas.

**Quotas de Portugal nos principais mercados
e TVH das importações de cada país
e das correspondentes exportações portuguesas
(2016 e 2017)**

		Quotas de mercado		TVH	
		2016	2017	Import. países	Export. Portugal
África do Norte					
MA	Marrocos	2,0	1,9	5,9	2,6
TN	Tunísia	1,1	1,2	3,7	18,8
DZ	Argélia	1,1	0,8	-4,2	-36,2
LY	Líbia [1]	0,4	0,2	-8,9	-52,1
EG	Egipto	0,2	0,2	12,0	4,9
PALOP					
GW	Guiné-Bissau	n.d.	61,1	n.d.	16,3
ST	São Tomé e Pr.	53,4	45,4	3,4	-12,1
CV	Cabo Verde	44,7	39,8	15,7	3,2
AO	Angola [1]	16,1	17,7	8,7	19,0
MZ	Moçambique	4,7	3,7	6,6	-16,0
Outros África					
GQ	Guiné Equat. [1]	2,1	1,8	-24,5	-35,8
CI	Costa do Marfim	0,5	0,8	12,0	90,8
SN	Senegal	0,7	0,8	20,3	33,2
GH	Gana	0,4	0,8	9,7	127,3
BF	Burkina Faso	0,3	0,5	9,0	77,1
GN	Guiné [1]	0,5	0,4	16,9	6,7
MR	Mauritânia	0,5	0,4	51,5	35,2
CM	Camarões	0,6	0,3	107,3	25,3
MG	Madagáscar	0,3	0,3	20,5	25,0
ZA	África do Sul	0,2	0,3	8,8	22,9
BJ	Benim	0,4	0,3	14,3	-31,3
ML	Mali	0,1	0,2	10,5	91,8
CG	Congo	n.d.	0,2	n.d.	-25,3
KE	Quênia	0,2	0,1	15,8	-13,4
SD	Sudão	n.d.	0,1	n.d.	16,9
NG	Nigéria	0,1	0,1	-19,5	-30,0
ET	Etiópia	0,1	0,1	-12,3	-7,0

[1] "Mirror data"-cálculos do ITC a partir dos parceiros comerciais.
Fontes: Importação nos países (Cif)-"International Trade Centre" (ITC);
Exportação portuguesa (Fob) - INE (valor Cif = valor Fob ÷ 0,9533).

2.2. Origens das importações

Entre os países da África do Norte, que representaram 28,3% das importações portuguesas oriundas da África, destacaram-se em 2017 a Argélia e Marrocos, seguidas do Egito e da Tunísia.

Nas importações com origem nos PALOP, 16,3% do total África, predominou Angola, a grande distância de Moçambique e de Cabo Verde. As importações provenientes de Angola registaram em 2017 uma quebra de -65,6% face ao ano anterior.

As importações provenientes dos Outros África cresceram +67,1% entre 2016 e 2017, tendo representado 55,4% do total África, contra 31,6% no ano anterior. Os fornecimentos da Guiné Equatorial saltaram de 87,6 para 394,5 milhões de euros, ocupando a primeira posição, que no ano anterior era ocupada pela África do Sul, apesar de as importações com esta origem terem crescido +40%. Aumentos importantes ocorreram também nos três países seguintes no “ranking”, os Camarões (+36,1%), o Congo (+1019,9%) e a Nigéria (+654,7%).

Principais origens das importações portuguesas de África (2016 e 2017)

	milhares de Euros		TVH	Estrutura (%)	
	2016	2017		2016	2017
África (Total)	2 159 292	2 060 461	-4,6	100,0	100,0
% Mundo	3,5	3,0	-	-	-
% P.Terceiros	15,9	12,6	-	-	-
África do Norte	618 808	583 615	-5,7	28,7	28,3
% de África	28,7	28,3	-	-	-
DZ Argélia	373 796	313 431	-16,1	17,3	15,2
MA Marrocos	155 068	152 201	-1,8	7,2	7,4
EG Egito	78 576	98 832	25,8	3,6	4,8
TN Tunísia	10 028	18 786	87,3	0,5	0,9
LY Líbia	1 341	364	-72,8	0,1	0,0
% da África NT	100,0	100,0	-	-	-
PALOP	857 564	335 879	-60,8	39,7	16,3
% de África	39,7	16,3	-	-	-
AO Angola	809 784	278 910	-65,6	37,5	13,5
MZ Moçambique	35 878	41 399	15,4	1,7	2,0
CV Cabo Verde	11 323	14 912	31,7	0,5	0,7
ST São Tomé e Príncipe	329	397	20,8	0,0	0,0
GW Guiné-Bissau	250	261	4,2	0,0	0,0
% dos PALOP	100,0	100,0	-	-	-
Outros África	682 919	1 140 968	67,1	31,6	55,4
% de África	31,6	55,4	-	-	-
GQ Guiné Equatorial	87 582	394 496	350,4	4,1	19,1
ZA África do Sul	153 857	216 133	40,5	7,1	10,5
CM Camarões	82 167	111 868	36,1	3,8	5,4
CG Congo	8 600	96 311	1019,9	0,4	4,7
NG Nigéria	9 374	70 745	654,7	0,4	3,4
CI Costa do Marfim	28 664	27 663	-3,5	1,3	1,3
UG Uganda	21 950	27 609	25,8	1,0	1,3
NA Namíbia	25 879	26 219	1,3	1,2	1,3
SN Senegal	24 685	21 198	-14,1	1,1	1,0
MU Maurícias	12 486	20 159	61,5	0,6	1,0
TZ Tanzânia	25 003	20 069	-19,7	1,2	1,0
MR Mauritânia	6 114	19 370	216,8	0,3	0,9
ZW Zimbábue	4 078	11 461	181,1	0,2	0,6
MG Madagáscar	7 677	10 502	36,8	0,4	0,5
MW Malawi	24 446	8 791	-64,0	1,1	0,4
SZ Suazilândia	21 457	8 644	-59,7	1,0	0,4
GH Gana	59 169	7 562	-87,2	2,7	0,4
ET Etiópia	4 808	7 014	45,9	0,2	0,3
% dos Outros África	89,0	96,9	-	-	-

Nota: Ceuta e Melilla, países da África do Norte, registaram movimento nulo nos dois anos.

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

Em anexo apresentam-se quadros com os destinos e origens das exportações e importações dos 59 países, em valor, TVH e estrutura, em 2016 e 2017 (Anexos 1 e 2).

3. Exportações portuguesas para África por grupos de produtos

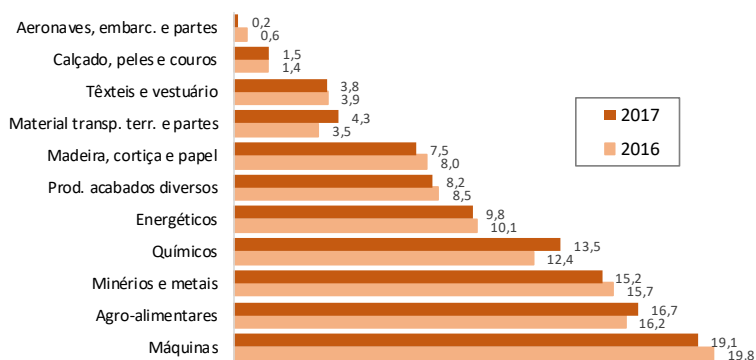
Os grupos de produtos (ver definição do conteúdo no Anexo 3) com maior peso nas exportações portuguesas de mercadorias para o conjunto dos países africanos foram, em 2017, “Máquinas” (19,1% do Total),

“Agroalimentares” (16,7%), “Minérios e metais” (15,2%) e “Químicos” (13,5%). Seguiram-se os grupos “Energéticos” (9,8%), “Produtos acabados diversos” (8,2%), “Madeira, cortiça e papel” (7,5%), “Material de transporte terrestre e partes” (4,3%), “Têxteis e vestuário” (3,8%), “Calçado, peles e couros” (1,5%) e “Aeronaves, embarcações e partes” (0,2%).

Exportações portuguesas para África por grupos de produtos (2016 e 2017)

Grupos de produtos	1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
	2016	2017		2016	2017
Total	4 137 465	4 374 965	5,7 ↗	100,0	100,0
A Agro-alimentares	669 030	729 623	9,1 ↗	16,2	16,7
B Energéticos	416 472	430 889	3,5 ↗	10,1	9,8
C Químicos	512 411	590 869	15,3 ↗	12,4	13,5
D Madeira, cortiça e papel	330 104	330 073	0,0 ↘	8,0	7,5
E Têxteis e vestuário	160 234	168 402	5,1 ↗	3,9	3,8
F Calçado, peles e couros	59 883	64 742	8,1 ↗	1,4	1,5
G Minérios e metais	648 552	665 040	2,5 ↗	15,7	15,2
H Máquinas	820 632	837 257	2,0 ↗	19,8	19,1
I Material transp. terr. e partes	145 829	189 030	29,6 ↗	3,5	4,3
J Aeronaves, embarc. e partes	23 617	9 496	-59,8 ↘	0,6	0,2
K Prod. acabados diversos	350 700	359 543	2,5 ↗	8,5	8,2

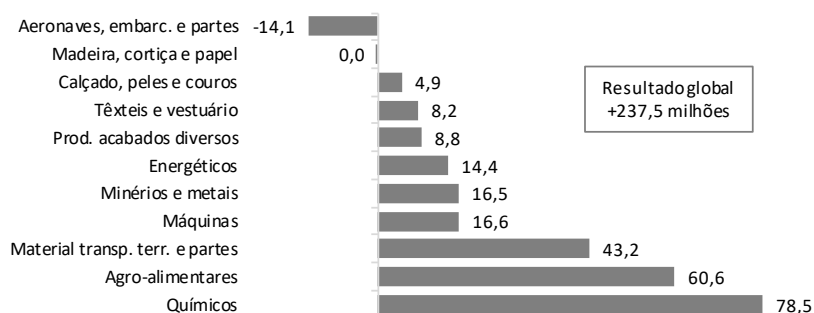
Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Decresceram, face ao ano anterior, as exportações de “Aeronaves, embarcações e partes” (-14,1 milhões de euros) e praticamente estabilizaram as de “Madeira, cortiça e papel”, tendo aumentado nos restantes grupos de produtos.

Os maiores acréscimos incidiram nos grupos “Químicos” (+78,5 milhões de euros), “Agroalimentares” (+60,6 milhões) e “Material de transporte terrestre e partes” (+43,2 milhões de euros).

Acréscimos e decréscimos das exportações por grupos de produtos (2017-2016, em milhões de Euros)



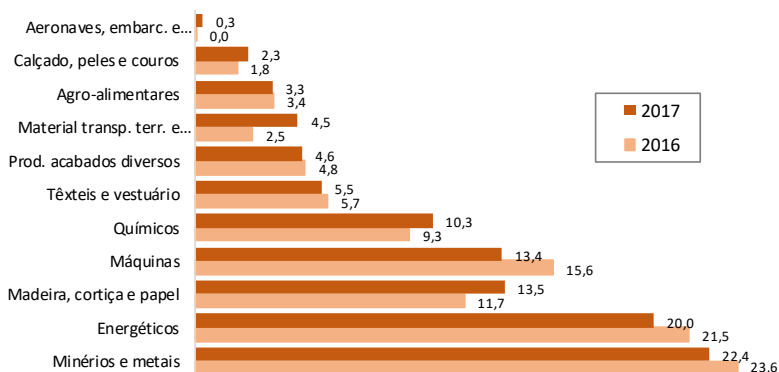
Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

África do Norte

Exportações portuguesas para a África do Norte por grupos de produtos
(2016 e 2017)

Grupos de produtos	1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
	2016	2017		2016	2017
Total	1 513 689	1 386 874	-8,4 ↓	100,0	100,0
A Agro-alimentares	51 379	46 186	-10,1 ↓	3,4	3,3
B Energéticos	325 562	276 910	-14,9 ↓	21,5	20,0
C Químicos	140 917	143 333	1,7 ↑	9,3	10,3
D Madeira, cortiça e papel	177 511	186 759	5,2 ↑	11,7	13,5
E Têxteis e vestuário	87 004	75 924	-12,7 ↓	5,7	5,5
F Calçado, peles e couros	27 328	31 679	15,9 ↑	1,8	2,3
G Minérios e metais	357 411	310 366	-13,2 ↓	23,6	22,4
H Máquinas	235 980	185 301	-21,5 ↓	15,6	13,4
I Material transp. terr. e partes	37 663	61 876	64,3 ↑	2,5	4,5
J Aeronaves, embarc. e partes	476	4 319	807,3 ↑	0,0	0,3
K Prod. acabados diversos	72 458	64 223	-11,4 ↓	4,8	4,6

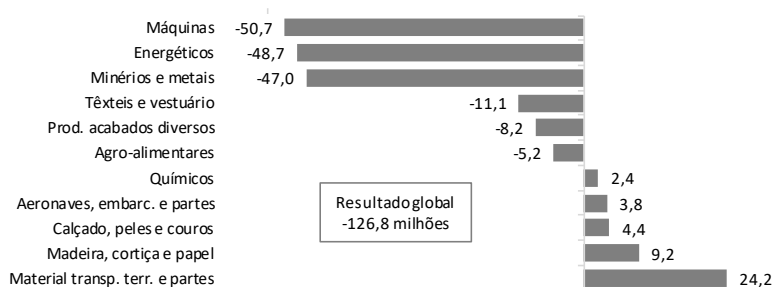
Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Nas exportações para o conjunto dos países da África do Norte os grupos de produtos dominantes em 2017 foram "Minérios e metais" (22,4% do Total), "Energéticos" (20%), "Madeira, cortiça e papel" (13,5%), "Máquinas" (13,4%) e "Químicos" (10,3%).

Seguiram-se os grupos "Têxteis e vestuário" (5,5%), "Produtos acabados diversos" (4,6%), "Material de transporte terrestre e partes" (4,5%), "Agroalimentares" (3,3%), "Calçado, peles e couros" (2,3%) e "Aeronaves, embarcações e partes" (0,3%).

Para a quebra global de -8,4% face ao ano anterior (-126,8 milhões de euros), contribuíram principalmente os grupos de produtos "Máquinas" (-50,7 milhões), "Energéticos" (-48,7 milhões) e "Minérios e metais" (-47 milhões de euros). Os maiores acréscimos ocorreram nos grupos "Material de transporte terrestre" (+24,2 milhões de euros) e "Madeira, cortiça e papel" (+9,2 milhões).

Acréscimos e decréscimos das exportações por grupos de produtos
- África do Norte -
(2017-2016, em milhões de Euros)

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

PALOP

Nas exportações para o conjunto dos Países de Língua Oficial Portuguesa (PALOP) destacaram-se, em 2017, pelo seu peso relativo, os grupos de produtos "Agroalimentares" (26,3% do Total), "Máquinas"

(23,4%), “Químicos” (16,6%), “Produtos acabados diversos” (10,6%) e “Minérios e metais” (9,9%). Seguiram-se os grupos “Madeira, cortiça e papel” (4,3%), “Têxteis e vestuário” (2,7%), “Energéticos” (2,7%), “Material de transporte terrestre e partes” (2,2%), “Calçado, peles e couros” (1,2%) e “Aeronaves, embarcações e partes” (0,1%).

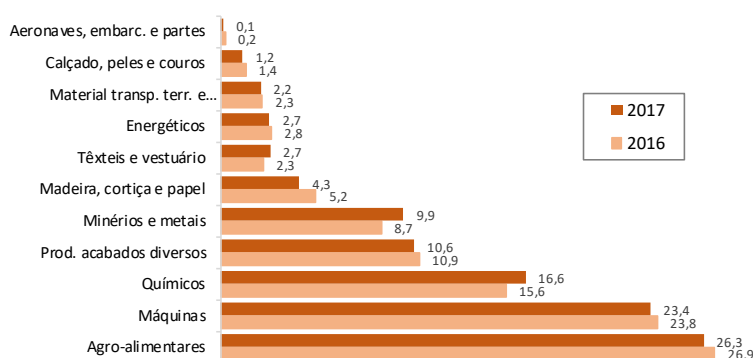
Em três dos onze grupos de produtos registaram-se quebras face ao ano anterior, designadamente em “Madeira, cortiça e papel” (-8 milhões de euros), “Aeronaves, embarcações e partes” (-1,7 milhões) e “Calçado, peles e couros” (-111 mil euros).

Os maiores aumentos ocorreram nos grupos “Químicos” (66,1 milhões de euros), “Agroalimentares” (56,5 milhões), “Máquinas” (54,4 milhões) e “Minérios e metais” (52,1 milhões de euros). Seguiram-se os grupos “Produtos acabados diversos” (+22,1 milhões), “Têxteis e vestuário” (+14,9 milhões), “Energéticos” (+5 milhões) e “Material de transporte terrestre e partes” (+3,3 milhões).

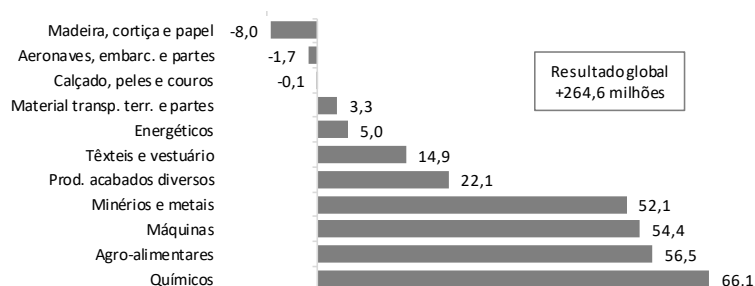
Exportações portuguesas para os PALOP por grupos de produtos (2016 e 2017)

Grupos de produtos		1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
		2016	2017		2016	2017
Total		2 117 405	2 381 988	12,5	100,0	100,0
A	Agro-alimentares	570 427	626 908	9,9	26,9	26,3
B	Energéticos	58 343	63 382	8,6	2,8	2,7
C	Químicos	329 763	395 854	20,0	15,6	16,6
D	Madeira, cortiça e papel	109 885	101 842	-7,3	5,2	4,3
E	Têxteis e vestuário	49 074	63 953	30,3	2,3	2,7
F	Calçado, peles e couros	28 641	28 530	-0,4	1,4	1,2
G	Minérios e metais	184 901	236 992	28,2	8,7	9,9
H	Máquinas	503 938	558 335	10,8	23,8	23,4
I	Material transp. terr. e partes	47 957	51 260	6,9	2,3	2,2
J	Aeronaves, embarc. e partes	4 729	3 068	-35,1	0,2	0,1
K	Prod. acabados diversos	229 748	251 864	9,6	10,9	10,6

Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Acréscimos e decréscimos das exportações por grupos de produtos - PALOP - (2017-2016, em milhões de Euros)



Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

Outros África

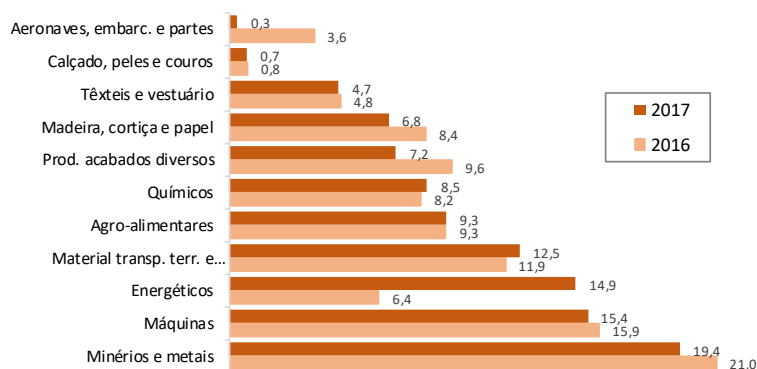
No conjunto dos restantes países, as exportações por grupos de produtos, em 2017, ordenaram-se da seguinte forma: “Minérios e metais” (19,4%), “Máquinas” (15,4%), “Energéticos” (14,9%), “Material de trans-

porte terrestre e partes" (12,5%), "Agroalimentares" (9,3%), "Químicos" (8,5%), "Produtos acabados diversos" (7,2%), "Madeira, cortiça e papel" (6,8%), "Têxteis e vestuário" (4,7%), "Calçado, peles e couros" (0,7%) e "Aeronaves, embarcações e partes" (0,3%).

**Exportações portuguesas para os Outros África por grupos de produtos
(2017-2016, em milhões de Euros)**

Grupos de produtos		1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
		2016	2017		2016	2017
Total		506 371	606 103	19,7 ↗	100,0	100,0
A	Agro-alimentares	47 223	56 529	19,7	9,3	9,3
B	Energéticos	32 567	90 597	178,2	6,4	14,9
C	Químicos	41 731	51 683	23,8	8,2	8,5
D	Madeira, cortiça e papel	42 709	41 472	-2,9	8,4	6,8
E	Têxteis e vestuário	24 156	28 525	18,1	4,8	4,7
F	Calçado, peles e couros	3 914	4 532	15,8	0,8	0,7
G	Minérios e metais	106 240	117 682	10,8	21,0	19,4
H	Máquinas	80 715	93 622	16,0	15,9	15,4
I	Material transp. terr. e partes	60 209	75 894	26,1	11,9	12,5
J	Aeronaves, embarc. e partes	18 413	2 110	-88,5	3,6	0,3
K	Prod. acabados diversos	48 495	43 457	-10,4	9,6	7,2

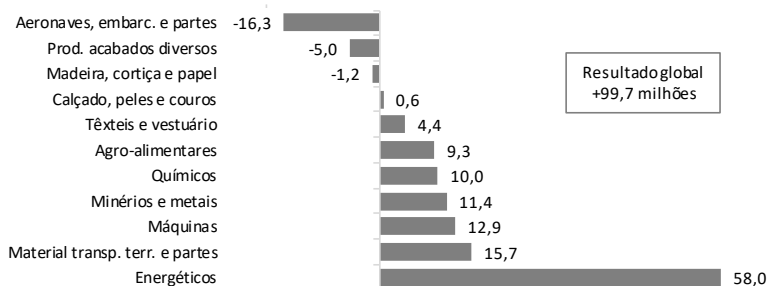
Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Decresceram, face a 2016, as exportações dos grupos "Aeronaves, embarcações e partes" (-16,3 milhões de euros), "Produtos acabados diversos" (-5 milhões) e "Madeira, cortiça e papel" (-1,2 milhões).

O maior aumento ocorreu no grupo "Energéticos" (+58 milhões de euros). Seguiram-se os grupos "Material de transporte terrestre e partes" (+15,7 milhões), "Máquinas" (+12,9 milhões), "Minérios e metais" (+11,4 milhões), "Químicos" (+10 milhões), "Agroalimentares" (+9,3 milhões), "Têxteis e vestuário" (+4,4 milhões) e "Calçado, peles e couros" (+617 mil euros).

**Acréscimos e decréscimos das exportações por grupos de produtos
- Outros África -
(2017-2016, em milhões de Euros)**



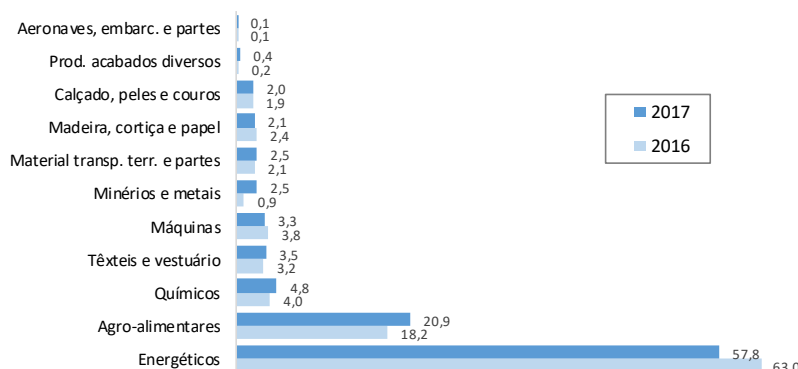
Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

4. Importações portuguesas de África por grupos de produtos

Importações portuguesas de África por grupos de produtos (2016 e 2017)

Grupos de produtos		1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
		2016	2017		2016	2017
Total		2 159 292	2 060 461	-4,6 ↓	100,0	100,0
A	Agro-alimentares	392 493	429 905	9,5 ↑	18,2	20,9
B	Energéticos	1 360 795	1 191 922	-12,4 ↓	63,0	57,8
C	Químicos	86 780	99 567	14,7 ↑	4,0	4,8
D	Madeira, cortiça e papel	52 308	44 136	-15,6 ↓	2,4	2,1
E	Têxteis e vestuário	69 982	72 726	3,9 ↑	3,2	3,5
F	Calçado, peles e couros	41 695	41 113	-1,4 ↓	1,9	2,0
G	Minérios e metais	20 254	50 793	150,8 ↑	0,9	2,5
H	Máquinas	81 941	69 019	-15,8 ↓	3,8	3,3
I	Material transp. terr. e partes	46 289	50 712	9,6 ↑	2,1	2,5
J	Aeronaves, embarc. e partes	1 864	1 692	-9,2 ↓	0,1	0,1
K	Prod. acabados diversos	4 889	8 877	81,6 ↑	0,2	0,4

Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Mais de metade das importações portuguesas provenientes do conjunto dos países africanos reportam-se a produtos “Energéticos” (57,8% do total em 2017 e 63% em 2016). O segundo grupo com maior peso foi, em 2017, “Agroalimentares” (20,9%). Com menor expressão seguiram-se os grupos “Químicos” (4,8%), “Têxteis e vestuário” (3,5%), “Máquinas” (3,3%), “Minérios e metais” (2,5%), “Material de transporte terrestre e partes” (2,5%), “Madeira, cortiça e papel” (2,1%), “Calçado, peles e couros” (2%), “Produtos acabados diversos” (0,4%) e “Aeronaves, embarcações e partes” (0,1%).

Decresceram em 2017, face ao ano anterior, as importações dos grupos “Energéticos” (-168,9 milhões de euros), de “Máquinas” (-12,9 milhões), de “Madeira, cortiça e papel” (-8,2 milhões), de “Calçado, peles e couros” (-582 mil euros) e de “Aeronaves, embarcações e partes” (-172 mil euros).

Os maiores acréscimos verificaram-se nos grupos “Agroalimentares” (+37,4 milhões de euros), “Minérios e metais” (+30,5 milhões), “Químicos” (+12,8 milhões), “Material de transporte terrestre e partes” (+4,4 milhões), “Produtos acabados diversos” (+4 milhões) e “Têxteis e vestuário” (+2,7 milhões de euros).

Acréscimos e decréscimos das importações por grupos de produtos (2017-2016, em milhões de Euros)



Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

África do Norte

Nas importações provenientes da África do Norte predominou o grupo “Energéticos” (53,3% do total em 2017 e 47,9% em 2016). Seguiram-se, em 2017, os grupos “Químicos” (12%), “Máquinas” (9,4%), “Agroalimentares” (8,1%), “Calçado, peles e couros” (6,2%), “Têxteis e vestuário” (5,6%), “Minérios e metais”

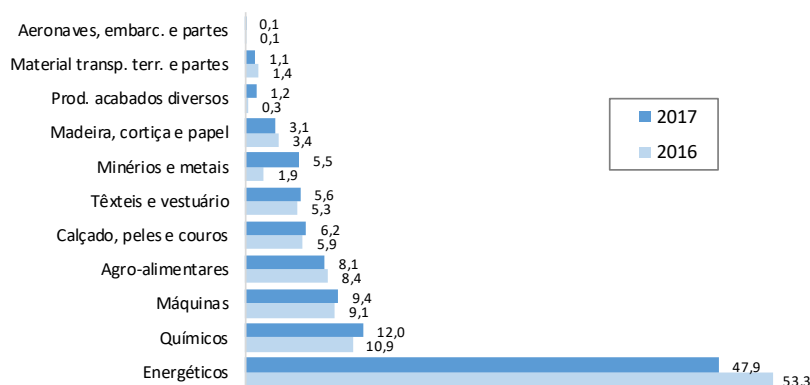
(5,5%), “Madeira, cortiça e papel” (3,1%), “Produtos acabados diversos” (1,2%), “Material de transporte terrestre e partes” (1,1%) e “Aeronaves, embarcações e partes” (0,1%).

Os maiores decréscimos, entre os dois anos, ocorreram nos grupos “Energéticos” (-50,8 milhões de euros), “Agroalimentares” (-4,8 milhões de euros), “Madeira, cortiça e papel” (-3,1 milhões), “Material de transporte terrestre e partes” (-2,3 milhões) e “Máquinas” (-1,4 milhões). Por sua vez, os maiores acréscimos incidiram nos grupos “Minérios e metais” (+19,9 milhões de euros), “Produtos acabados diversos” (+4,9 milhões) e “Químicos” (+2,7 milhões de euros).

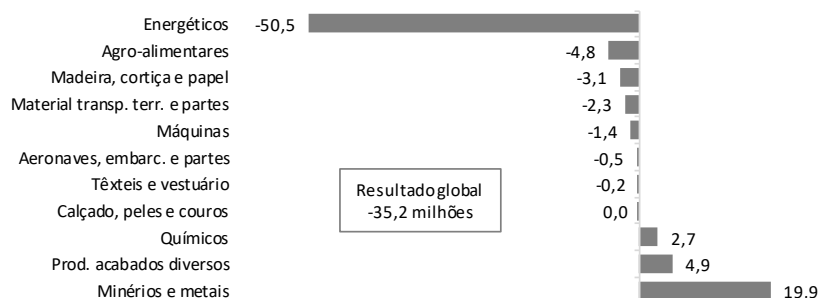
Importações portuguesas da África do Norte por grupos de produtos (2016 e 2017)

Grupos de produtos		1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
		2016	2017		2016	2017
Total		618 808	583 615	-5,7 ↓	100,0	100,0
A	Agro-alimentares	51 776	47 022	-9,2	8,4	8,1
B	Energéticos	329 866	279 393	-15,3	53,3	47,9
C	Químicos	67 372	70 066	4,0	10,9	12,0
D	Madeira, cortiça e papel	21 064	18 004	-14,5	3,4	3,1
E	Têxteis e vestuário	32 790	32 622	-0,5	5,3	5,6
F	Calçado, peles e couros	36 311	36 300	0,0	5,9	6,2
G	Minérios e metais	12 054	31 917	164,8	1,9	5,5
H	Máquinas	56 352	54 942	-2,5	9,1	9,4
I	Material transp. terr. e partes	8 564	6 266	-26,8	1,4	1,1
J	Aeronaves, embarc. e partes	780	292	-62,6	0,1	0,1
K	Prod. acabados diversos	1 879	6 793	261,6	0,3	1,2

Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Acréscimos e decréscimos das importações por grupos de produtos - África do Norte - (2017-2016, em milhões de Euros)



Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

PALOP

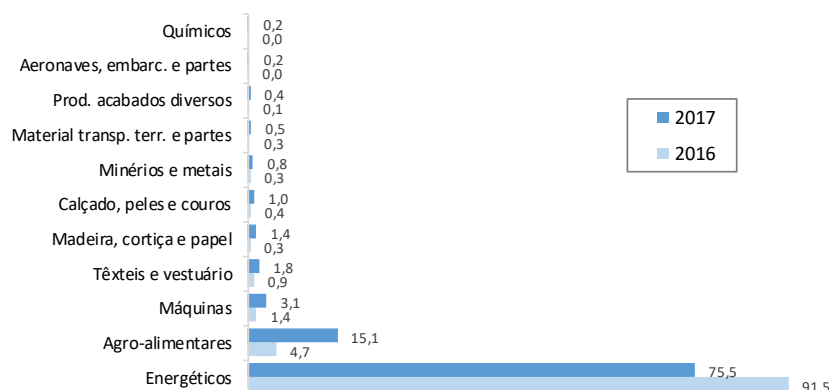
Também no conjunto dos PALOP prevaleceu, nas importações, o grupo “Energéticos” (75,5% do Total em 2017 e 91,5% em 2016, seguido de “Agroalimentares” (15,1%).

O peso dos restantes grupos oscilou entre apenas 1,8% e 0,2%.

Importações portuguesas dos PALOP por grupos de produtos (2016 e 2017)

Grupos de produtos		1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
		2016	2017		2016	2017
Total		857 564	335 879	-60,8 ↓	100,0	100,0
A	Agro-alimentares	40 168	50 672	26,2	4,7	15,1
B	Energéticos	784 489	253 585	-67,7	91,5	75,5
C	Químicos	222	504	127,1	0,0	0,2
D	Madeira, cortiça e papel	2 595	4 683	80,5	0,3	1,4
E	Têxteis e vestuário	7 914	6 201	-21,6	0,9	1,8
F	Calçado, peles e couros	3 377	3 395	0,5	0,4	1,0
G	Minérios e metais	2 916	2 800	-4,0	0,3	0,8
H	Máquinas	12 218	10 311	-15,6	1,4	3,1
I	Material transp. terr. e partes	2 494	1 710	-31,4	0,3	0,5
J	Aeronaves, embarc. e partes	9	825	9446,7	0,0	0,2
K	Prod. acabados diversos	1 164	1 193	2,5	0,1	0,4

Peso relativo dos grupos de produtos (%)

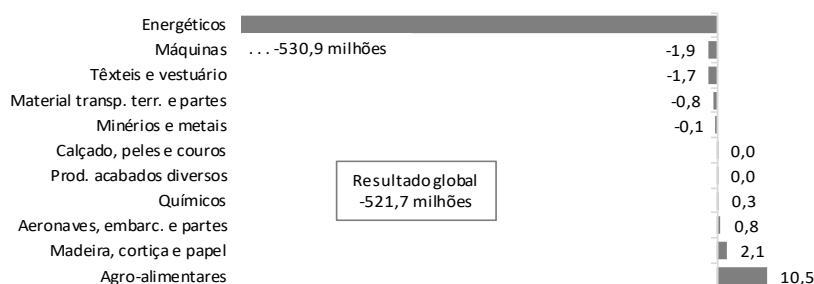


Nas importações de produtos “Energéticos” registou-se uma acentuada quebra de -530,9 milhões de euros, centrada em Angola.

Seguiram-se descidas nos grupos “Máquinas” (-1,9 milhões de euros), “Têxteis e vestuário” (-1,7 milhões), “Material de transporte terrestre e partes” (-784 mil euros) e “Minérios e metais” (-116 mil euros).

O maior acréscimo nas importações ocorreu no grupo “Agroalimentares” (+10,5 milhões de euros), seguido dos grupos “Madeira, cortiça e papel” (+2,1 milhões), “Aeronaves, embarcações e partes” (+813 mil euros) e “Químicos” (282 mil euros).

Acréscimos e decréscimos das importações por grupos de produtos - PALOP - (2017-2016, em milhões de Euros)



Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

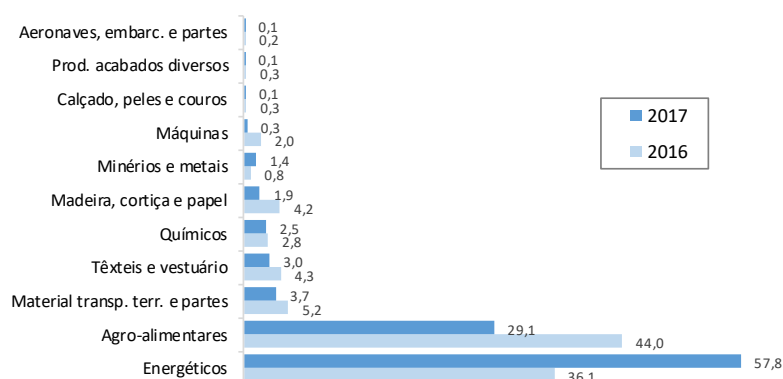
Outros África

Com o grupo “Energéticos” ainda em destaque (57,8% do Total), seguiu-se em 2017, nas importações portuguesas provenientes dos países Outros África, o grupo “Agroalimentares” (29,1%).

**Importações portuguesas dos Outros África por grupos de produtos
(2016 e 2017)**

Grupos de produtos		1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
		2016	2017		2016	2017
Total		682 919	1 140 968	67,1 ↗	100,0	100,0
A	Agro-alimentares	300 549	332 211	10,5 ↗	44,0	29,1
B	Energéticos	246 440	658 944	167,4 ↗	36,1	57,8
C	Químicos	19 187	28 997	51,1 ↗	2,8	2,5
D	Madeira, cortiça e papel	28 649	21 450	-25,1 ↘	4,2	1,9
E	Têxteis e vestuário	29 278	33 902	15,8 ↗	4,3	3,0
F	Calçado, peles e couros	2 008	1 418	-29,3 ↘	0,3	0,1
G	Minérios e metais	5 284	16 077	204,2 ↗	0,8	1,4
H	Máquinas	13 372	3 765	-71,8 ↘	2,0	0,3
I	Material transp. terr. e partes	35 231	42 736	21,3 ↗	5,2	3,7
J	Aeronaves, embarc. e partes	1 076	576	-46,5 ↘	0,2	0,1
K	Prod. acabados diversos	1 846	891	-51,7 ↘	0,3	0,1

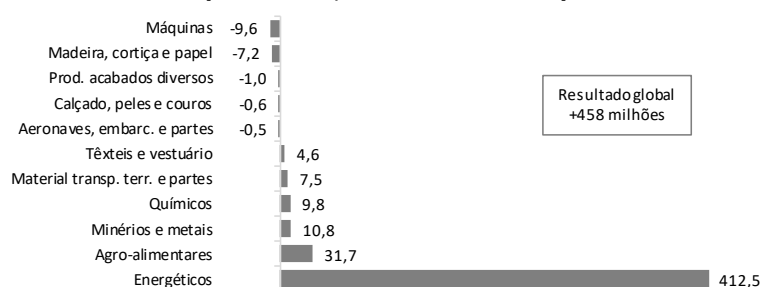
Peso relativo dos grupos de produtos (%)



Com pesos muito inferiores, de referir os grupos “Material de transporte terrestre e partes” (3,7%), “Têxteis e vestuário” (3%), “Químicos” (2,5%), “Madeira, cortiça e papel” (1,9%) e “Minérios e metais” (1,4%).

O maior acréscimo nas importações ocorreu no grupo “Energéticos” (+412,5 milhões de euros), seguido dos grupos “Agroalimentares” (+31,7 milhões), “Minérios e metais” (+10,8 milhões), “Químicos” (9,8 milhões), “Material de transporte terrestre e partes” (7,5 milhões) e “Têxteis e vestuário” (+4,6 milhões de euros).

**Acréscimos e decréscimos das importações por grupos de produtos
- Outros África -
(2017-2016, em milhões de Euros)**



Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

5. Importações e exportações de “Energéticos” por mercados

Conforme se verifica, as importações portuguesas dominantes em cada um dos três conjuntos de países africanos considerados, incidem em sua grande parte no grupo de produtos “Energéticos”: África do Norte 47,9% em 2017; PALOP 75,5%; Outros África 57,8%.

Estas importações centram-se nos óleos brutos de petróleo, que representaram 97,2% do total dos fornecimentos de produtos “Energéticos” em 2016 (1,3 mil milhões de euros) e 94,8% em 2017 (1,1 mil milhões).

Em 2017, as importações provenientes da África do Norte tiveram origem principalmente na Argélia, as dos PALOP em Angola e as dos Outros África na Guiné Equatorial, nos Camarões, no Congo e na Nigéria.

Estes dois últimos países não haviam fornecido estes óleos em 2016, tendo por sua vez o Gabão e o Gana deixado de os exportar para Portugal em 2017.

Parte destes óleos, depois de transformados, são posteriormente exportados de Portugal para África, agora principalmente na forma de refinados de petróleo e óleos lubrificantes, que representaram 93,9% das exportações de produtos do grupo “Energéticos” em 2016 (390,9 milhões de euros) e 94,8% em 2017 (408,6 milhões).

Estas exportações destinaram-se principalmente a Marrocos e à Tunísia, na África do Norte, à Guiné-Bissau e a Angola, entre os PALOP, e a Gana, Costa do Marfim, Tanzânia e Togo, entre os Outros África.

**Importação portuguesa de óleos brutos de petróleo
com origem em África (2016 e 2017)**

Cod. 2709 da NC	1000 Euros		% dos Energéticos	
	2016	2017	2016	2017
Total África	1 323 321	1 130 171	97,2	94,8
África do Norte	314 221	254 055	95,3	90,9
dos quais:				
Argélia	314 221	254 055	95,3	90,9
% do agregado	100,0	100,0	-	-
PALOP	773 333	253 137	98,6	99,8
dos quais:				
Angola	773 333	253 137	98,6	100,0
% do agregado	100,0	100,0	-	-
Outros África	235 768	622 979	95,7	94,5
dos quais:				
Guiné Equatorial	81 970	387 214	97,8	98,3
Camarões	66 245	96 656	100,0	100,0
Congo	0	92 614	0,0	100,0
Nigéria	0	46 494	-	73,5
Gabão	37 143	0	100,0	-
Gana	50 409	0	100,0	-
% do agregado	100,0	100,0	-	-

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios,
com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

**Exportação portuguesa de refinados de petróleo e lubrificantes
com destino a África (2016 e 2017)**

Cod. 2710 da NC	1000 Euros		% dos Energéticos	
	2016	2017	2016	2017
Total África	390 942	408 586	93,9	94,8
África do Norte	307 027	259 490	94,3	93,7
dos quais:				
Marrocos	273 381	195 624	96,5	96,2
Tunísia	20 952	52 554	76,2	97,4
% do agregado	95,9	95,6	-	-
PALOP	56 788	61 925	97,3	97,7
dos quais:				
Guiné-Bissau	28 604	38 087	100,0	99,9
Angola	23 146	19 194	98,2	97,1
% do agregado	91,1	92,5	-	-
Outros África	27 128	87 171	83,3	96,2
dos quais:				
Gana	9 520	66 580	99,8	100,0
Costa do Marfim	0	15 431	0,0	99,9
Tanzânia	1 135	2 648	100,0	100,0
Togo	12 538	51	100,0	99,8
% do agregado	85,5	97,2	-	-

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios,
com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

Anexo 1

Exportação portuguesa com destino aos 59 países de África

	1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
	2016	2017		2016	2017
África	4 137 465	4 374 965	5,7	100,0	100,0
AO Angola	1 501 573	1 787 199	19,0	36,3	40,9
MA Marrocos	711 824	730 323	2,6	17,2	16,7
DZ Argélia	463 237	295 481	-36,2	11,2	6,8
CV Cabo Verde	258 570	266 813	3,2	6,2	6,1
TN Tunísia	180 695	214 578	18,8	4,4	4,9
MZ Moçambique	214 714	180 423	-16,0	5,2	4,1
ZA África do Sul	146 416	180 010	22,9	3,5	4,1
EG Egipto	114 052	119 603	4,9	2,8	2,7
GW Guiné-Bissau	78 435	91 204	16,3	1,9	2,1
GH Gana	37 934	86 235	127,3	0,9	2,0
CI Costa do Marfim	35 538	67 800	90,8	0,9	1,5
ST São Tomé e Príncipe	64 112	56 349	-12,1	1,5	1,3
SN Senegal	34 681	46 195	33,2	0,8	1,1
CM Camarões	23 698	29 700	25,3	0,6	0,7
NG Nigéria	27 501	19 256	-30,0	0,7	0,4
KE Quénia	20 898	18 087	-13,4	0,5	0,4
LY Líbia	35 344	16 937	-52,1	0,9	0,4
GN Guiné (Conakri)	13 686	14 598	6,7	0,3	0,3
BF Burkina Faso	8 211	14 540	77,1	0,2	0,3
GQ Guiné Equatorial	20 204	12 962	-35,8	0,5	0,3
MR Mauritânia	9 103	12 303	35,2	0,2	0,3
XC Ceuta	7 819	9 439	20,7	0,2	0,2
SD Sudão	7 756	9 069	16,9	0,2	0,2
MG Madagáscar	7 090	8 863	25,0	0,2	0,2
ML Mali	4 485	8 601	91,8	0,1	0,2
ET Etiópia	9 144	8 501	-7,0	0,2	0,2
CG Congo (Brazza)	9 241	6 900	-25,3	0,2	0,2
BJ Benim	9 564	6 569	-31,3	0,2	0,2
GA Gabão	7 852	6 557	-16,5	0,2	0,1
TZ Tanzânia	3 800	5 917	55,7	0,1	0,1
MU Maurícias	4 499	5 238	16,4	0,1	0,1
RW Ruanda	1 309	5 074	287,5	0,0	0,1
CD Congo (Rep.Dem.) (Zaire)	3 912	3 993	2,1	0,1	0,1
UG Uganda	2 345	3 967	69,2	0,1	0,1
NE Níger	1 411	3 010	113,4	0,0	0,1
TG Togo	14 965	2 954	-80,3	0,4	0,1
MW Malawi	1 811	2 577	42,3	0,0	0,1
ZM Zâmbia	2 181	2 267	4,0	0,1	0,1
NA Namíbia	2 439	2 200	-9,8	0,1	0,1
SC Seychelles	3 299	2 165	-34,4	0,1	0,0
SZ Suazilândia	2 581	2 151	-16,7	0,1	0,0
LR Libéria	2 544	1 652	-35,1	0,1	0,0
GM Gâmbia	1 601	1 326	-17,2	0,0	0,0
BI Burundi	88	1 234	1305,6	0,0	0,0
TD Chade	2 632	1 188	-54,9	0,1	0,0
XL Melilha	719	513	-28,7	0,0	0,0
SO Somália	423	503	18,8	0,0	0,0
BW Botswana	940	385	-59,1	0,0	0,0
SL Serra Leoa	1 903	373	-80,4	0,0	0,0
KM Comores	611	348	-43,0	0,0	0,0
DJ Jibuti	15 989	317	-98,0	0,4	0,0
ZW Zimbábue	1 698	203	-88,0	0,0	0,0
ER Eritreia	0	195	-	0,0	0,0
CF Rep. Centro-Africana	332	97	-70,7	0,0	0,0
LS Lesoto	52	23	-56,6	0,0	0,0
SS Sudão do Sul	3	0	-95,7	0,0	0,0
IO T.Brit. Oceano Índico	0	0	-	0,0	0,0
SH Santa Helena	0	0	-	0,0	0,0
YT Mayotte	0	0	-	0,0	0,0

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

Anexo 2

Importação portuguesa com origem nos 59 países de África

	1000 Euros		TVH	Estrutura (%)	
	2016	2017		2016	2017
África	2 159 292	2 060 461	-4,6	100,0	100,0
GQ Guiné Equatorial	87 582	394 496	350,4	4,1	19,1
DZ Argélia	373 796	313 431	-16,1	17,3	15,2
AO Angola	809 784	278 910	-65,6	37,5	13,5
ZA África do Sul	153 857	216 133	40,5	7,1	10,5
MA Marrocos	155 068	152 201	-1,8	7,2	7,4
CM Camarões	82 167	111 868	36,1	3,8	5,4
EG Egipto	78 576	98 832	25,8	3,6	4,8
CG Congo (Brazza)	8 600	96 311	1019,9	0,4	4,7
NG Nigéria	9 374	70 745	654,7	0,4	3,4
MZ Moçambique	35 878	41 399	15,4	1,7	2,0
CI Costa do Marfim	28 664	27 663	-3,5	1,3	1,3
UG Uganda	21 950	27 609	25,8	1,0	1,3
NA Namíbia	25 879	26 219	1,3	1,2	1,3
SN Senegal	24 685	21 198	-14,1	1,1	1,0
MU Maurícias	12 486	20 159	61,5	0,6	1,0
TZ Tanzânia	25 003	20 069	-19,7	1,2	1,0
MR Mauritânia	6 114	19 370	216,8	0,3	0,9
TN Tunísia	10 028	18 786	87,3	0,5	0,9
CV Cabo Verde	11 323	14 912	31,7	0,5	0,7
ZW Zimbábwe	4 078	11 461	181,1	0,2	0,6
MG Madagáscar	7 677	10 502	36,8	0,4	0,5
MW Malawi	24 446	8 791	-64,0	1,1	0,4
SZ Suazilândia	21 457	8 644	-59,7	1,0	0,4
GH Gana	59 169	7 562	-87,2	2,7	0,4
ET Etiópia	4 808	7 014	45,9	0,2	0,3
TD Chade	5 456	6 426	17,8	0,3	0,3
KE Quênia	5 641	4 934	-12,5	0,3	0,2
ML Mali	5 169	4 430	-14,3	0,2	0,2
CD Congo (Rep.Dem.) (Zaire)	4 545	4 402	-3,1	0,2	0,2
TG Togo	1 980	3 112	57,1	0,1	0,2
GA Gabão	40 678	3 099	-92,4	1,9	0,2
ZM Zâmbia	2 984	2 527	-15,3	0,1	0,1
BF Burkina Faso	1 750	1 403	-19,9	0,1	0,1
CF Rep. Centro-Africana	2 783	1 214	-56,4	0,1	0,1
BJ Benim	1 303	1 150	-11,7	0,1	0,1
SL Serra Leoa	460	694	50,8	0,0	0,0
GM Gâmbia	393	612	55,9	0,0	0,0
ST São Tomé e Príncipe	329	397	20,8	0,0	0,0
LY Líbia	1 341	364	-72,8	0,1	0,0
SC Seychelles	10	289	2920,8	0,0	0,0
GW Guiné-Bissau	250	261	4,2	0,0	0,0
SH Santa Helena	116	254	119,1	0,0	0,0
RW Ruanda	6	236	3917,9	0,0	0,0
GN Guiné (Conakri)	1 086	235	-78,4	0,1	0,0
LR Libéria	113	115	2,4	0,0	0,0
DJ Jibuti	446	20	-95,5	0,0	0,0
SO Somália	0	1	-	0,0	0,0
SD Sudão	0	0	-	0,0	0,0
XC Ceuta	0	0	-	0,0	0,0
XL Melilha	0	0	-	0,0	0,0
BI Burundi	0	0	-100,0	0,0	0,0
BW Botswana	1	0	-100,0	0,0	0,0
ER Eritreia	0	0	-	0,0	0,0
IO T.Brit. Oceano Índico	0	0	-	0,0	0,0
KM Comores	4	0	-100,0	0,0	0,0
LS Lesoto	0	0	-	0,0	0,0
NE Níger	0	0	-	0,0	0,0
SS Sudão do Sul	0	0	-	0,0	0,0
YT Mayotte	0	0	-	0,0	0,0

Fonte: A partir de dados de base do INE: 2016 - definitivos; 2017 - provisórios, com última actualização em 10-09-2018 (<http://www.ine.pt>)

Anexo 3

Definição do conteúdo dos Grupos de Produtos

Grupos de Produtos	NC-2/SH-2
A- Agro-alimentares	01 a 24
B- Energéticos	27
C- Químicos	28 a 40
D- Madeira, cortiça e papel	44 a 49
E- Têxteis e vestuário	50 a 63, 65 a 67
F- Calçado, peles e couros	41 a 43, 64
G- Minérios e metais	25, 26, 71 a 83
H- Máquinas, aparelhos e partes	84, 85
I- Material de transporte terrestre e partes [1]	86, 87
J- Aeronaves, embarcações e partes [2]	88, 89
K- Produtos acabados diversos	68 a 70, 90 a 99

[1] Veículos automóveis, tractores, ciclos, veículos e material para via férrea.

[2] Inclui estruturas flutuantes.

Iniciativas e Medidas Legislativas

1. Iniciativas

Iniciativa	Sumário
Reunião Conselho ECOFIN 12 de fevereiro de 2019	Do debate ocorrido no Conselho ECOFIN de 12 de fevereiro de 2019 destacam-se os seguintes temas: ▪ Processo de decisão sobre questões fiscais: A Comissão apresentou a sua Comunicação intitulada "Rumo a um processo de decisão mais eficaz e mais democrático no âmbito da política fiscal da UE", publicada em 15 de janeiro de 2019. Esta Comunicação pretendia iniciar o debate sobre a transição progressiva e orientada de uma votação por unanimidade para uma votação por maioria qualificada e a utilização do "processo legislativo ordinário" em determinados domínios da política fiscal da UE. ▪ Relatório sobre a sustentabilidade orçamental: O Conselho adotou conclusões relativas ao Relatório da Comissão Europeia sobre a sustentabilidade orçamental, publicado a 18 de janeiro de 2019. O Relatório apresenta uma análise sobre os desafios para a sustentabilidade orçamental dos estados-membros no curto, médio e longo prazo, de forma a contribuir para uma melhor monitorização e coordenação das políticas orçamentais na área do euro. Conclui que apesar de uma melhoria geral das finanças públicas ao nível da UE, persistem alguns riscos orçamentais para um grupo de estados-membros. O Conselho reafirma nas suas conclusões a relevância deste Relatório, em particular no contexto do Pacto de Estabilidade e Crescimento e do Semestre Europeu. Sublinha que a combinação apropriada de políticas para fazer face aos desafios à sustentabilidade orçamental deverá centrar-se em assegurar a estabilidade macrofinanceira e a solidez das finanças públicas, nomeadamente através de reformas aos sistemas de pensões, saúde e cuidados continuados e reformas que promovam a produtividade, o crescimento e o emprego. Salaria ainda que o atual cenário de taxas de juro baixas deveria ser aproveitado para a constituição almofadas orçamentais, particularmente pelos países com níveis de dívida pública elevados. ▪ Orçamento da União Europeia: ✓ Processo de quitação: O Conselho aprovou uma recomendação ao Parlamento Europeu sobre a quitação a dar à Comissão pela gestão do orçamento geral da UE para 2017. O Conselho adotou igualmente recomendações sobre a quitação a ser dada a 32 agências "descentralizadas" da UE, 6 agências executivas e 8 empresas comuns pela implementação dos seus orçamentos de 2017. Todas estas recomendações adotadas pelo Conselho tiveram em conta os Relatórios anuais do Tribunal de Contas Europeu. ✓ Orientações para 2020: O Conselho adotou as conclusões que estabelecem as orientações orçamentais para a Comissão Europeia preparar o Orçamento da União para 2020, apelando a um orçamento prudente, com recursos adequados às necessidades dos programas e ações que mais contribuem para as políticas da União, deixando margens suficientes para lidar com circunstâncias imprevistas. Apela ao respeito pelos princípios orçamentais e pelos compromissos passados e ao estabelecimento de um nível adequado de apropriações para pagamentos de modo a evitar a acumulação de pagamentos em atraso no último ano do atual Quadro Financeiro Plurianual. Lembra que o Reino Unido deverá contribuir e participar na implementação dos Orçamentos para 2019 e 2020. ▪ Revisão do Sistema Europeu de Supervisão Financeira: O Conselho chegou a acordo sobre uma orientação geral quanto ao pacote legislativo

Iniciativa	Sumário
	relativo à revisão do Sistema Europeu de Supervisão Financeira. O pacote inclui propostas de revisão dos Regulamentos que criam as três autoridades europeias de supervisão bem como do Regulamento que cria o Comité Europeu do Risco Sistémico. Este acordo surge na sequência do acordo previamente alcançado quanto à componente relativa à prevenção de branqueamento de capitais ou de financiamento do terrorismo, permitindo assim o início das negociações com o Parlamento Europeu. Destaca-se também, no domínio dos serviços financeiros: • A adoção pelo COREPER, no dia 7 de janeiro, da orientação geral do Conselho referente ao pacote legislativo relativo à supervisão das empresas de investimento. • A adoção pelo COREPER, no dia 13 de fevereiro, do compromisso alcançado previamente com o Parlamento Europeu referente à proposta de Regulamento relativo a um Produto Individual de Reforma Pan-Europeu (PEPP). • A adoção pelo COREPER, no dia 27 de fevereiro, da orientação geral do Conselho referente à proposta de regulamento no que respeita à promoção da utilização de mercados de PME em crescimento. • A adoção pelo COREPER, no dia 27 de fevereiro, do compromisso alcançado previamente com o Parlamento Europeu referente ao pacote legislativo que visa facilitar a distribuição transfronteiras de fundos de investimento coletivo.
Empreendedorismo e Inovação – Startup Portugal – Ecosistema nacional de empreendedorismo. Conselho de Ministros de 14 de fevereiro de 2019	Aprovou o decreto-lei que define regras aplicáveis à atividade da associação Startup Portugal, reconhecendo o seu papel na promoção do empreendedorismo e inovação.
Competitividade dos sectores exportadores e importadores Conselho de Ministros de 14 de fevereiro de 2019	Aprovou, na generalidade, o decreto-lei que estabelece o conceito de porto seco, previsto no Programa do XXI Governo e visa potenciar a concentração e o desembaraço das mercadorias, aumentando a competitividade dos portos e dos sectores exportador e importador nacionais.
Avaliação e financiamento público de I&D Conselho de Ministros de 21 de fevereiro de 2019	Aprovou a «Lei da Ciência», que se traduz na revisão e modernização do regime jurídico das instituições de Investigação e Desenvolvimento e estabelece regras sobre a avaliação e o financiamento público de I&D, que vem ao encontro das recomendações formuladas pela OCDE.
Brexit – Tratamento equivalente para cidadãos britânicos e portugueses Conselho de Ministros de 21 de fevereiro de 2019	Aprovou uma proposta de lei a submeter à Assembleia da República, na eventualidade de uma saída do Reino Unido da União Europeia sem acordo, que pressupõe um tratamento equivalente das autoridades britânicas para com os cidadãos portugueses residentes no Reino Unido.
Linha específica de apoio para as empresas com exposição ao Brexit – Capacitação dos Espaços Empresas para o Brexit Conselho de Ministros de 21 de fevereiro de 2019	Criou uma linha específica de apoio para as empresas com exposição ao Brexit, no montante global de 50 milhões de euros, promove a capacitação dos Espaços Empresas para apoiar empresas do Reino Unido que queiram deslocalizar a sua sede ou abrir sucursal em Portugal.

Iniciativa	Sumário
Estrutura de Missão para a Presidência Portuguesa do Conselho da União Europeia em 2021 – PPUE 2021 Conselho de Ministros de 21 de fevereiro de 2019	Criou a «Estrutura de Missão para a Presidência Portuguesa do Conselho da União Europeia em 2021», com o desígnio de assegurar a preparação, coordenação e exercício da presidência da UE no 1.º semestre de 2021.
Lei Orgânica do XXI Governo- alteração Conselho de Ministros de 21 de fevereiro de 2019	Procedeu à quinta alteração ao Decreto-Lei n.º 251-A/2015, de 17 de dezembro, que aprova a Lei Orgânica do XXI Governo Constitucional.
Titularização de créditos em Portugal – Mercado de Capitais Conselho de Ministros de 28 de fevereiro de 2019	Aprovou a proposta de lei que relança o mercado de titularização de créditos em Portugal, através da revisão do quadro legislativo nacional e da implementação do Regulamento (UE) 2017/2402, do Parlamento Europeu e do Conselho. O diploma simplifica as regras relativas à atividade de titularização, de forma a promover o desenvolvimento do mercado de capitais, e permite uma maior eficiência e celeridade no exercício das funções de supervisão.
Programa Capitalizar – Regime de cessão de créditos em massa Conselho de Ministros de 28 de fevereiro de 2019	Aprovou o decreto-lei que estabelece o regime de cessão de créditos em massa, concretizando uma medida do Programa Capitalizar. A agilização do mercado no que respeita à transação de carteiras de crédito contribui para a melhoria das condições de financiamento das empresas e para a redução dos níveis de créditos não produtivos.

2. Seleção de Medidas Legislativas

Assunto/Diploma	Descrição
Limite da disparidade salarial nas organizações Resolução da Assembleia da República n.º 13/2019 - Diário da República n.º 23/2019, Série I de 2019-02-01	Recomenda ao Governo o estabelecimento de um limite proporcional para a disparidade salarial no interior de cada organização.
Transposição de Diretiva – Registo comercial nacional e da UE Decreto-Lei n.º 24/2019 - Diário da República n.º 23/2019, Série I de 2019-02-01	Estabelece as regras aplicáveis à comunicação eletrónica entre o registo comercial nacional e os registos de outros Estados-Membros da União Europeia, transpondo a Diretiva n.º 2012/17/EU.
Pensões de Velhice Portaria n.º 50/2019 - Diário da República n.º 28/2019, Série I de 2019-02-08	Atualiza o fator de sustentabilidade e a idade para acesso às pensões de velhice, definindo-a aos 66 anos e 5 meses.
Arrendamento Urbano Lei n.º 13/2019 - Diário da República n.º 30/2019, Série I de 2019-02-12	Altera o Código Civil e o Novo Regime de Arrendamento Urbano com o objetivo de propiciar uma maior estabilidade tanto para os proprietários quanto para os inquilinos.
Segurança e Saúde no Trabalho na Administração Pública 2020 Resolução do Conselho de Ministros n.º 28/2019 - Diário da República n.º 31/2019, Série I de 2019-02-13	Aprova o Plano de Ação para a Segurança e Saúde no Trabalho na Administração Pública 2020.
Informações financeiras obrigatórias Lei n.º 17/2019 - Diário da República n.º 32/2019, Série I de 2019-02-14	Regime de comunicação obrigatória de informações financeiras.
Mediador de recuperação de empresas Decreto-Lei n.º 26/2019 - Diário da República n.º 32/2019, Série I de 2019-02-14	Determina o montante das taxas para efeitos de inscrição nas listas oficiais de mediadores e regula os termos da remuneração do mediador de recuperação de empresas.

Assunto/Diploma	Descrição
Programa Qualifica AP – Plano-SST-AP Resolução do Conselho de Ministros n.º 32/2019 - Diário da República n.º 32/2019, Série I de 2019-02-14	Aprova o Programa Qualifica AP. (Plano de Ação para a Segurança e Saúde no Trabalho na Administração Pública 2020 (Plano-SST-AP).
CIC Portugal 2020 – REDISE Portaria n.º 66/2019 - Diário da República n.º 36/2019, Série I de 2019-02-20	Quinta alteração ao Regulamento Específico do Domínio da Inclusão Social e Emprego, aprovado em anexo à Portaria n.º 97-A/2015, de 30 de março.
Função Pública Decreto-Lei n.º 29/2019 - Diário da República n.º 36/2019, Série I de 2019-02-20	Atualiza o salário mínimo no sector público, fixando-o em 635,07€.
Portal «ePortugal» – Balcão do Empreendedor Resolução do Conselho de Ministros n.º 46/2019 - Diário da República n.º 38/2019, Série I de 2019-02-22	Cria o Portal «ePortugal», sob o domínio eportugal.gov.pt, que sucede ao Portal do Cidadão e ao Balcão do Empreendedor.
Balcão 2020 – e-Cohesion Portaria n.º 180/2019 - Diário da República n.º 41/2019, Série II de 2019-02-27	Autoriza a Agência para o Desenvolvimento e Coesão I. P. (Agência, I. P.) a assumir os encargos plurianuais inerentes à contratação de serviços com vista ao desenvolvimento, implementação e manutenção do Balcão 2020.

Lista de Acrónimos

Lista de Acrónimos

Siglas	Descrição	Siglas	Descrição
ACAP	Associação do Comércio Automóvel de Portugal	IUC	Imposto Único de Circulação
ADSE	Direção-geral de Proteção Social aos Funcionários e Agentes da Administração Pública	IVA	Imposto sobre o Valor Acrescentado
AL	Administração Local	MC	<i>Ministry of Commerce of China</i>
AR	Administração Regional	Michigan	Universidade de Michigan
BCE	Banco Central Europeu	NBSC	<i>National Bureau of Statistics of China</i>
BEA	<i>Bureau of Economic Analysis</i>	OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
BGFRS	<i>Board of Governors of the Federal Reserve System</i>	OE	Orçamento do Estado
BLS	<i>Bureau of Labour Statistic</i>	ONS	Instituto Nacional de Estatística do Reino Unido
BP	Banco de Portugal	OT	Obrigações do Tesouro
BT	Bilhetes do Tesouro	PIB	Produto Interno Bruto
BVLP	Bolsa de Valores de Lisboa e Porto	SDDS	<i>Special Data Dissemination Standard</i>
CE	Comissão Europeia	SFA	Serviços e Fundos Autónomos
CEDIC	Certificados Especiais de Dívida de Curto Prazo	SNS	Serviço Nacional de Saúde
CGA	Caixa Geral de Aposentações	SS	Segurança Social
CMM	Comissão do Mercado de Valores Mobiliários	UE	União Europeia
COGJ	<i>Cabinet Office Government of Japan</i>	VAB	Valor Acrescentado Bruto
DGEG	Direção-geral de Energia e Geologia	Yahoo	<i>Finance Yahoo</i>
DGO	Direção-geral do Orçamento		
DGTF	Direção-geral do Tesouro e Finanças		
EPA	<i>Economic Planning Agency</i>		
Eurostat	Instituto de Estatística da UE		
FBCF	Formação Bruta de Capital Fixo		
FMI	Fundo Monetário Internacional		
FSO	Instituto Nacional de Estatística da Alemanha		
GEE	Gabinete de Estratégia e Estudos do Ministério da Economia e do Emprego		
GPEARI	Gabinete de Planeamento, Estratégia, Avaliação e Relações Internacionais do Ministério das Finanças		
IEFP	Instituto de Emprego e Formação Profissional		
IGCP	Agência de Gestão da Tesouraria e da Dívida Pública		
IGFSS	Instituto de Gestão Financeira da Segurança Social		
IHPC	Índice Harmonizado de Preços no Consumidor		
INE	Instituto Nacional de Estatística		
INSEE	Instituto Nacional de Estatística da França		
IPC	Índice de Preços no Consumidor		
IRC	Imposto sobre o Rendimento das Pessoas Coletivas		
IRS	Imposto sobre o Rendimento das Pessoas Singulares		
IS	Imposto do Selo		
ISM	<i>Institute for Supply Management</i>		
ISP	Imposto sobre os Produtos Petrolíferos e Energéticos		
ISTAT	Instituto Nacional de Estatística da Itália		
ISV	Imposto sobre Veículos		

Siglas	Unidades
%	Porcentagem
p.p.	Pontos percentuais
p.b.	Pontos base
EUR/USD	Dólar americano por euros
EUR/GBP	Libra esterlina por euros
MM3	Médias móveis de três termos
SRE	Saldo de respostas extremas
VA	Valores acumulados
VC	Variação em cadeia
VCS	Valor corrigido de sazonalidade
VE	Valor efetivo
VH	Variação homóloga
VHA	Variação homóloga acumulada
VITA	Variação intertabelas anualizada. Refere-se a Instrumentos de Regulamentação Coletiva de Trabalho publicados desde o início do ano até ao mês em referência e com início de eficácia no respetivo ano

Notas Gerais

Unidade – unidade/medida em que a série se encontra expressa.

: representa valor não disponível.

- não se aplica.