



**BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE**  
EUROSYSTEME

# Bulletin économique

**Numéro 4 / 2019**



# Sommaire

<b>Évolutions économiques et monétaires</b>	<b>2</b>
Vue d'ensemble	2
1 Environnement extérieur	6
2 Évolutions financières	15
3 Activité économique	20
4 Prix et coûts	26
5 Monnaie et crédit	32
6 Évolutions budgétaires	41
<b>Encadrés</b>	<b>44</b>
1 Diminution en 2018 des sorties nettes au titre du compte financier de la zone euro : recul des investissements directs étrangers et ralentissement des investissements de portefeuille	44
2 Conditions de la liquidité et opérations de politique monétaire du 30 janvier au 16 avril 2019	51
3 Définitions et caractéristiques des phases de morosité économique dans la zone euro	57
4 Confiance et investissement	62
5 La hausse des loyers dans la zone euro depuis la crise	66
<b>Articles</b>	<b>72</b>
1 Le marché du travail de la zone euro à travers le prisme de la courbe de Beveridge	72
2 Les facteurs de l'inflation sous-jacente dans l'économie de la zone euro : une perspective basée sur la courbe de Phillips	94
<b>Statistiques</b>	<b>S1</b>

# Évolutions économiques et monétaires

## Vue d'ensemble

**Au terme d'une évaluation approfondie des perspectives économiques et d'inflation, en tenant compte également des dernières projections macroéconomiques établies par les services de l'Eurosystème pour la zone euro, le Conseil des gouverneurs a pris une série de décisions de politique monétaire lors de sa réunion de politique monétaire du 6 juin afin de favoriser la convergence de l'inflation vers des niveaux inférieurs à, mais proches de 2 %.** En dépit de données légèrement plus favorables qu'attendu concernant le premier trimestre, les informations les plus récentes signalent que les conditions défavorables au niveau mondial continuent d'affaiblir les perspectives pour la zone euro. La persistance des incertitudes, liées aux facteurs géopolitiques, à la montée de la menace protectionniste et aux vulnérabilités sur les marchés émergents, influe sur le climat économique. Dans le même temps, de nouvelles créations d'emplois et l'augmentation des salaires continuent de soutenir la capacité de résistance de l'économie de la zone euro et le renforcement progressif de l'inflation. Dans ce contexte général, le Conseil des gouverneurs a décidé de ne pas modifier les taux d'intérêt directeurs de la BCE et d'ajuster sa *forward guidance* en conséquence pour indiquer qu'il prévoit le maintien de ces taux à leurs niveaux actuels au moins pendant le premier semestre 2020 et, en tout cas, aussi longtemps que nécessaire pour assurer la poursuite de la convergence durable de l'inflation vers des niveaux inférieurs à, mais proches de 2 % à moyen terme. Il a également réaffirmé ses indications sur les réinvestissements. Enfin, il a décidé des modalités de la nouvelle série d'opérations trimestrielles de refinancement à plus long terme ciblées (*targeted longer-term refinancing operations* – TLTRO III), notamment des taux qui leur seront appliqués. Le Conseil des gouverneurs a également estimé que, à ce stade, la contribution positive des taux d'intérêt négatifs à l'orientation accommodante de la politique monétaire et à la convergence durable de l'inflation n'est pas compromise par leurs éventuels effets secondaires sur l'intermédiation bancaire. Toutefois, le Conseil des gouverneurs continue de surveiller de près le canal de transmission bancaire de la politique monétaire et d'étudier les arguments en faveur de mesures compensatrices.

## Évaluation économique et monétaire au moment de la réunion du Conseil des gouverneurs du 6 juin 2019

**La dynamique de fond de la croissance mondiale a continué de se modérer début 2019, en dépit de données meilleures que prévu dans certaines grandes économies avancées.** Les indicateurs tirés d'enquêtes signalent une faiblesse persistante de l'activité mondiale dans le secteur manufacturier, en dépit d'une récente stabilisation à de bas niveaux, ainsi qu'une détérioration récente de l'activité dans le secteur des services, après une période de relative résistance. La croissance

mondiale devrait se ralentir cette année, dans un contexte caractérisé par un niveau élevé et croissant d'incertitude politique et d'incertitude relative à la politique économique, qui pèse sur l'investissement, et par une nouvelle intensification des tensions commerciales entre les États-Unis et la Chine. Même si ces facteurs défavorables devraient continuer de peser sur l'activité et le commerce au niveau mondial cette année, les mesures prises récemment devraient apporter un soutien par la suite. Par conséquent, la croissance mondiale devrait se modérer en 2019, avant de se stabiliser à moyen terme. Le commerce mondial devrait se ralentir plus fortement cette année et augmenter en phase avec l'activité économique à moyen terme. Les tensions inflationnistes mondiales devraient demeurer contenues, tandis que les risques orientés à la baisse qui pèsent sur l'activité mondiale se sont intensifiés.

**Les taux sans risque à long terme ont baissé depuis la réunion du Conseil des gouverneurs de mars 2019, dans un contexte d'anticipation par les marchés d'une poursuite de la politique monétaire accommodante et de résurgence des tensions commerciales.** Les prix des actions des sociétés non financières ont légèrement augmenté, affichant une certaine volatilité, soutenus par de faibles taux sans risque et par l'amélioration des anticipations relatives aux bénéfices. Toutefois, l'incertitude liée à la résurgence des tensions commerciales pèse sur les prix des actifs risqués. Sur les marchés des changes, l'euro s'est globalement apprécié en termes pondérés des échanges commerciaux.

**La croissance du PIB en volume de la zone euro s'est accentuée au premier trimestre 2019, ressortant à 0,4 % en rythme trimestriel, après le ralentissement observé au second semestre de l'année dernière dans un contexte d'affaiblissement de la demande extérieure.** Toutefois, les données économiques et les résultats d'enquêtes devenus disponibles indiquent un léger essoufflement de la croissance au deuxième et au troisième trimestre de cette année. Cela reflète la faiblesse actuelle du commerce international dans un contexte de persistance des incertitudes au niveau mondial, qui pèsent notamment sur le secteur manufacturier de la zone euro. Dans le même temps, les secteurs des services et de la construction résistent bien, et la situation sur les marchés du travail continue de s'améliorer. Au cours des prochains mois, l'expansion de la zone euro restera soutenue par les conditions de financement favorables, par l'orientation budgétaire légèrement expansionniste, par de nouvelles créations d'emplois et par la hausse des salaires ainsi que par la poursuite, à un rythme un peu plus faible cependant, de la croissance de l'activité mondiale.

**Cette évaluation se reflète globalement dans les projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème pour la zone euro.** Ces projections tablent sur une croissance annuelle du PIB en volume de 1,2% en 2019, 1,4% en 2020 et 1,4% en 2021. Par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE, les perspectives de croissance du PIB en volume ont été revues, en hausse de 0,1 point de pourcentage pour 2019 et en baisse de 0,2 point de pourcentage pour 2020 et de 0,1 point pour 2021. Les risques pesant sur les perspectives de croissance de la zone euro restent orientés négativement, en raison de la persistance des incertitudes liées

aux facteurs géopolitiques, à la menace protectionniste croissante et aux vulnérabilités sur les marchés émergents.

**Selon l'estimation rapide d'Eurostat, la hausse annuelle de l'IPCH dans la zone euro s'est établie à 1,2 % en mai 2019, contre 1,7 % en avril, en raison principalement d'une hausse plus faible des prix de l'énergie et des services.**

Sur la base des prix actuels des contrats à terme sur le pétrole, l'inflation totale devrait se ralentir au cours des prochains mois, avant de s'accélérer à nouveau vers la fin de l'année. Les mesures de l'inflation sous-jacente restent globalement modérées, mais les tensions sur les coûts de main-d'œuvre continuent de s'accroître et de se généraliser dans un contexte de niveaux élevés d'utilisation des capacités de production et de tensions sur les marchés du travail. L'inflation sous-jacente devrait s'accroître progressivement à moyen terme, soutenue par les mesures de politique monétaire de la BCE, par la croissance économique en cours et par le renforcement de la hausse des salaires.

**C'est ce qui ressort aussi globalement des projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème pour la zone euro, qui prévoient une hausse annuelle de l'IPCH de 1,3 % en 2019, de 1,4 % en 2020 et de 1,6 % en 2021.** Par comparaison avec les projections de mars 2019 réalisées par les services de la BCE, les perspectives de l'inflation mesurée par l'IPCH ont été revues, à la hausse de 0,1 point de pourcentage pour 2019 et à la baisse de 0,1 point de pourcentage pour 2020. La hausse annuelle de l'IPCH hors énergie et produits alimentaires devrait s'établir à 1,1 % en 2019, 1,4 % en 2020 et 1,6 % en 2021.

**La croissance annuelle de la monnaie au sens large et des prêts au secteur privé s'est accrue en avril 2019.** La croissance de la monnaie au sens large (M3) s'est établie à 4,7 % en avril 2019, après 4,6 % en mars. Les taux de croissance soutenus de l'agrégat monétaire large traduisent la poursuite de la création de crédit bancaire à destination du secteur privé et la faiblesse des coûts d'opportunité de la détention de M3. De plus, la croissance de M3 a continué de faire preuve de résistance face à la diminution progressive de la contribution mécanique des achats nets réalisés dans le cadre du programme d'achats d'actifs (*asset purchase programme* – APP). Dans le même temps, les conditions d'octroi de crédits sont demeurées favorables ; le taux de croissance annuel des prêts aux sociétés non financières a augmenté, passant à 3,9 % en avril 2019, après 3,6 % en mars. Les mesures de politique monétaire adoptées par le Conseil des gouverneurs, y compris les TLTRO III, contribueront à préserver les conditions favorables d'octroi de crédits bancaires et continueront de soutenir l'accès au financement, en particulier pour les petites et moyennes entreprises.

**L'orientation budgétaire au niveau agrégé pour la zone euro devrait demeurer faiblement expansionniste, apportant ainsi un soutien à l'activité économique.**

Ce profil s'explique principalement par des réductions de la fiscalité directe et des contributions à la sécurité sociale en Allemagne et en France, mais également par une croissance relativement dynamique des dépenses dans plusieurs autres pays.

## Décisions de politique monétaire

### **Au terme de l'examen régulier de la situation économique et monétaire, le Conseil des gouverneurs a pris les décisions suivantes :**

- Premièrement, les taux d'intérêt directeurs de la BCE ont été laissés inchangés. Le Conseil des gouverneurs prévoit désormais qu'ils resteront à leurs niveaux actuels au moins pendant le premier semestre 2020 et, en tout cas, aussi longtemps que nécessaire pour assurer la poursuite de la convergence durable de l'inflation vers des niveaux inférieurs à, mais proches de 2 % à moyen terme.
- Deuxièmement, le Conseil des gouverneurs entend poursuivre les réinvestissements, en totalité, des remboursements au titre du principal des titres arrivant à échéance acquis dans le cadre du programme d'achats d'actifs (APP) pendant une période prolongée après la date à laquelle il commencera à relever les taux d'intérêt directeurs de la BCE et, en tout cas, aussi longtemps que nécessaire pour maintenir des conditions de liquidité favorables et un degré élevé de soutien monétaire.
- Troisièmement, s'agissant des modalités de la nouvelle série d'opérations trimestrielles de refinancement à plus long terme ciblées (TLTRO III), le Conseil des gouverneurs a décidé que le taux d'intérêt de chaque opération sera supérieur de 10 points de base au taux moyen appliqué aux opérations principales de refinancement de l'Eurosystème sur la durée de chaque TLTRO. Pour les banques dont les prêts nets éligibles dépassent une valeur de référence, le taux appliqué aux TLTRO III sera plus bas et pourra être aussi bas que le taux d'intérêt moyen de la facilité de dépôt sur la durée de l'opération, majoré de 10 points de base.

Les décisions adoptées visent à apporter le soutien monétaire nécessaire pour que l'inflation continue de suivre une trajectoire durable vers des niveaux inférieurs à, mais proches de 2 % à moyen terme. En effet, elles permettent de garantir que les conditions financières demeureront très favorables, soutenant l'expansion de la zone euro, la poursuite du développement des tensions domestiques sur les prix et, donc, l'évolution de l'inflation totale à moyen terme. Dans le même temps, pour la période à venir, le Conseil des gouverneurs est déterminé à agir en cas d'évolutions défavorables et se tient prêt également à ajuster l'ensemble de ses instruments de façon adéquate pour assurer que l'inflation continue de se rapprocher durablement de son objectif.

*La dynamique de fond de la croissance mondiale a continué de se modérer début 2019, en dépit de données meilleures que prévu dans certaines grandes économies avancées. Cette évolution est conforme aux indicateurs tirés d'enquêtes, qui font état d'une faiblesse persistante de l'activité mondiale dans le secteur manufacturier. Après une période de relative résistance, l'activité dans le secteur des services s'est également détériorée récemment. La croissance mondiale devrait se ralentir cette année, dans un contexte caractérisé par un niveau élevé et croissant d'incertitude politique et d'incertitude relative à la politique économique, qui pèse sur l'investissement, et par une nouvelle intensification des tensions commerciales entre les États-Unis et la Chine. Même si ces facteurs défavorables devraient continuer de peser sur l'activité et le commerce au niveau mondial cette année, les mesures prises récemment devraient apporter un soutien par la suite. Par conséquent, la croissance mondiale devrait se modérer en 2019, mais se stabiliser à moyen terme. Le commerce mondial devrait se ralentir plus fortement cette année et augmenter en phase avec l'activité à moyen terme. Les tensions inflationnistes mondiales devraient demeurer contenues, tandis que les risques à la baisse pesant sur l'activité mondiale se sont intensifiés.*

## Activité économique et échanges commerciaux à l'échelle mondiale

**La dynamique de fond de la croissance mondiale a continué de se modérer début 2019, en dépit de données meilleures que prévu dans certaines grandes économies avancées.** Aux États-Unis, au Japon et au Royaume-Uni, la croissance a été meilleure que prévu au premier trimestre. Toutefois, cette évolution reflète essentiellement des facteurs temporaires. Aux États-Unis et au Japon, l'activité économique a été soutenue par les contributions positives des exportations nettes, qui masquent toutefois les taux de croissance négatifs des importations en volume de biens et de services. La constitution de stocks a également soutenu la croissance, tandis que la demande intérieure a été modérée. Aux États-Unis, cette dernière évolution a été associée à la fermeture partielle des services du gouvernement fédéral. Les résultats meilleurs que prévu au Royaume-Uni ont largement reflété les importantes dépenses publiques et la constitution de stocks significative de la part des entreprises à l'approche de la date limite du 29 mars initialement prévue pour la sortie du pays de l'Union européenne (Brexit). En Chine, l'économie a poursuivi son ralentissement progressif, amorti par des mesures expansionnistes.

**Les indicateurs tirés d'enquêtes confirment un ralentissement progressif de la dynamique de croissance.** L'indice composite des directeurs d'achat pour la production mondiale (PMI), hors zone euro, a fléchi au premier trimestre 2019 et continué de baisser en avril et en mai. Cette évolution est principalement liée aux moins bons résultats des économies avancées, tandis que les économies de marché émergentes ont enregistré une détérioration légèrement plus faible de l'activité. L'activité mondiale dans le secteur des services, qui avait dans l'ensemble montré

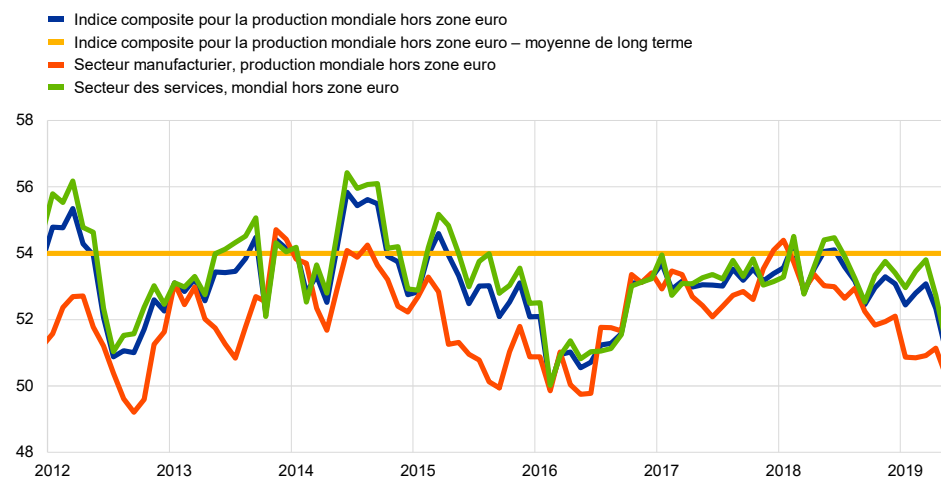


d'avantage de résistance ces derniers mois, s'est détériorée en mai, parallèlement à une nouvelle baisse de l'activité manufacturière au niveau mondial (cf. graphique 1).

### Graphique 1

#### Indice composite des directeurs d'achat pour la production mondiale

(indices de diffusion)



Sources : Markit et calculs de la BCE.

Notes : Les dernières observations se rapportent à mai 2019. La « moyenne de long terme » fait référence à la période allant de janvier 1999 à mai 2019.

**Les conditions financières mondiales ont été volatiles ces derniers mois.** Dans les économies avancées, elles sont restées globalement inchangées par rapport aux niveaux observés au moment des projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE. Cette stabilité masque toutefois deux évolutions distinctes : les conditions financières se sont tout d'abord assouplies en réaction aux mesures de politique monétaire prises aux États-Unis et dans d'autres grandes économies avancées, mais elles se sont durcies depuis les annonces de nouveaux droits de douane entre les États-Unis et la Chine. Cette dernière évolution a également contribué à un durcissement des conditions financières en Chine et, dans une moindre mesure, dans les autres économies de marché émergentes. En Turquie, les conditions financières se sont également considérablement durcies ces dernières semaines en raison d'une nouvelle forte dépréciation de la livre turque, dans un contexte de diminution des réserves de change et d'incertitude politique croissante. Des évolutions similaires ont été observées sur les marchés boursiers mondiaux. Les prix des actions étaient en hausse au niveau mondial jusqu'à l'annonce de nouveaux droits de douane. Depuis lors, les marchés boursiers mondiaux se sont repliés dans un contexte de volatilité accrue.

**Confrontée à des facteurs de plus en plus défavorables, la croissance mondiale devrait se ralentir cette année.** Ces facteurs défavorables recouvrent la faiblesse de l'activité manufacturière et du commerce à l'échelle mondiale, qui s'inscrit dans un environnement caractérisé par un niveau élevé et croissant d'incertitude politique et d'incertitude relative à la politique économique. L'important programme de relance budgétaire procyclique aux États-Unis, avec notamment une baisse des impôts et une hausse des dépenses, continue de soutenir la croissance américaine cette année. En Chine, le ralentissement de la demande intérieure a été amorti par les mesures



prises, notamment celles concernant la politique budgétaire. Les mesures de politique monétaire prises récemment dans les grandes économies avancées ont favorisé l'assouplissement des conditions financières mondiales et contribué à limiter l'impact des incertitudes relatives aux politiques suivies. Toutefois, l'effet positif de ces facteurs sur la demande semble avoir été altéré par l'intensification récente du conflit commercial entre les États-Unis et la Chine.

**À moyen terme, la croissance mondiale devrait se stabiliser à des niveaux relativement bas.** Trois principales forces devraient façonner l'économie mondiale sur l'horizon de projection. Premièrement, la dynamique conjoncturelle devrait se modérer dans les grandes économies avancées, les contraintes de capacité devenant de plus en plus fortes et le soutien des politiques publiques étant susceptible de diminuer progressivement, dans un contexte d'écarts de production positifs et de faibles taux de chômage. Deuxièmement, la Chine devrait poursuivre sa transition ordonnée vers une trajectoire de croissance plus équilibrée, bien que plus modérée, et moins dépendante de l'investissement et des exportations. Enfin, la croissance devrait se redresser dans plusieurs grandes économies de marché émergentes qui traversent actuellement, ou ont traversé récemment, de profondes récessions. Globalement, le rythme de l'expansion mondiale devrait s'établir à des taux inférieurs à ceux observés avant la crise financière de 2007-2008.

**S'agissant des évolutions dans les différents pays, l'activité aux États-Unis est demeurée soutenue, en dépit des facteurs défavorables liés au conflit commercial avec la Chine et à l'environnement extérieur moins favorable.**

Le dynamisme du marché du travail, les conditions financières accommodantes et la relance budgétaire actuelle continuent de soutenir la croissance, tandis que l'incidence négative de la fermeture partielle des services du gouvernement fédéral sur la demande intérieure devrait être temporaire. Dans l'ensemble, le PIB en volume a augmenté de 3,1 % en rythme annualisé au premier trimestre 2019, après une hausse de 2,2 % au dernier trimestre de l'année dernière. Toutefois, la croissance étonnamment forte enregistrée au premier trimestre reflète également des facteurs temporaires, tels que les contributions positives des stocks et la baisse des importations. Dans le même temps, la demande intérieure a fléchi, suggérant une croissance sous-jacente modérée. La hausse annuelle des prix à la consommation a atteint 2,0 % en avril contre 1,9 % le mois précédent, en grande partie sous l'effet du renchérissement de l'énergie. La hausse des prix à la consommation hors produits alimentaires et énergie s'est légèrement accélérée, atteignant 2,1 % en avril. La croissance devrait revenir progressivement au taux de croissance potentiel, qui est juste au-dessous de 2 %, tandis que la hausse des prix à la consommation devrait rester légèrement supérieure à 2 % à moyen terme.

**La croissance en Chine a enregistré un ralentissement progressif.** La croissance annuelle du PIB s'est stabilisée au premier trimestre 2019, soutenue par une contribution positive des exportations nettes, les importations ayant davantage diminué que les exportations. Abstraction faite de leur volatilité, les derniers indicateurs vont dans le sens d'une stabilité de la dynamique de croissance à court terme. Plusieurs mesures de politique budgétaire et monétaire annoncées et mises en œuvre récemment par les autorités chinoises devraient jouer un rôle d'amortisseur

pour la demande intérieure et permettre ainsi une décélération en douceur de l'activité cette année. L'intensification récente du conflit commercial avec les États-Unis devrait peser sur les échanges commerciaux, tandis que son impact sur la croissance devrait être limité par les mesures prises. À plus long terme, les progrès réalisés dans la mise en œuvre des réformes structurelles devraient se traduire par une transition ordonnée vers une trajectoire de croissance plus modérée et moins dépendante de l'investissement et des exportations.

**Au Japon, la dynamique de croissance sous-jacente reste modérée.** Au premier trimestre 2019, la croissance s'est établie à 0,5 % (en glissement trimestriel), soit un résultat meilleur que prévu, un certain nombre de facteurs temporaires ayant joué un rôle, notamment une contribution positive importante des exportations nettes en raison d'une forte contraction des importations, supérieure à la faiblesse des exportations. À plus long terme, l'activité économique devrait renouer avec sa trajectoire de croissance modérée. Le dynamisme du marché du travail et les conditions financières toujours favorables continuent d'apporter un soutien, même si l'économie est confrontée à des facteurs défavorables liés à la faiblesse de la demande étrangère, notamment en provenance de Chine et du reste de l'Asie. Les ménages devraient anticiper leurs achats avant la hausse de la taxe sur la consommation prévue pour octobre 2019, ce qui pourrait doper temporairement l'activité pendant les mois d'été. De plus, les mesures budgétaires visant à contrebalancer l'incidence négative de la hausse de la taxe sur la consommation devraient soutenir la demande plus tard dans l'année. La croissance des salaires demeure modérée – en dépit d'une situation très tendue sur le marché du travail – et les anticipations d'inflation sont stables à des niveaux faibles, laissant penser que l'inflation restera bien inférieure à la cible de 2 % à moyen terme fixée par la Banque du Japon.

**Au Royaume-Uni, la croissance a rebondi au premier trimestre 2019 sous l'effet d'une stimulation budgétaire et de la vigueur de la constitution de stocks.** Dans le contexte de la prolongation de dernière minute de la date prévue depuis longtemps pour la sortie du Royaume-Uni de l'Union européenne, la forte activité de constitution de stocks, ainsi que le soutien budgétaire et des données meilleures que prévu relatives à la consommation et à l'investissement privé, ont porté la croissance trimestrielle du PIB en volume du Royaume-Uni à 0,5 % au premier trimestre, après un modeste taux de 0,2 % au dernier trimestre 2018. Les exportations nettes ont apporté une contribution négative à la croissance globale, les importations enregistrant un bond rarement observé au cours des 40 dernières années, en partie en raison de la constitution de stocks, tandis que les exportations sont demeurées stables. Toutefois, les indicateurs à court terme au début du deuxième trimestre vont dans le sens d'une poursuite de la tendance sous-jacente globale d'un ralentissement de la dynamique de croissance observé depuis le référendum sur l'appartenance à l'UE. La hausse annuelle de l'IPC est revenue à 1,8 % au premier trimestre 2019 – un niveau légèrement inférieur à la cible de 2,0 % de la Banque d'Angleterre – les fortes baisses des prix de l'énergie se répercutant sur l'inflation totale. L'intensification des tensions d'origine interne sur les coûts liée à l'augmentation des coûts unitaires de main-d'œuvre dans un contexte d'accélération de la croissance des salaires début 2019 a été largement compensée par la baisse des prix des importations,

l'incidence de la dépréciation antérieure de la livre sterling après le référendum continuant de se dissiper. La hausse de l'IPC s'est légèrement redressée en avril 2019, s'établissant à 2,1 %, largement en raison d'une augmentation des prix au détail de l'énergie et des hausses sensibles des tarifs aériens pour la période de Pâques. À moyen terme, la croissance devrait rester inférieure au niveau enregistré avant le référendum.

**Dans les pays d'Europe centrale et orientale, la croissance devrait se modérer légèrement cette année.** La croissance de l'investissement reste solide, soutenue par les fonds de l'UE, et les dépenses de consommation restent également robustes, étayées par les bonnes performances du marché du travail. Toutefois, le ralentissement observé dans la zone euro pèse sur les perspectives de croissance pour cette région. À moyen terme, le rythme de l'expansion économique dans ces pays devrait se ralentir encore pour se rapprocher du potentiel.

**Les perspectives de l'activité économique demeurent contrastées dans les grands pays exportateurs de matières premières.** En Russie, les perspectives de croissance sont déterminées par les évolutions des marchés mondiaux du pétrole, la mise en œuvre des politiques budgétaire et structurelle et les sanctions internationales auxquelles est soumise l'économie actuellement. En conséquence, la croissance devrait légèrement se ralentir à moyen terme. En revanche, elle devrait se renforcer au Brésil, soutenue par des conditions financières accommodantes. Toutefois, les contraintes budgétaires existantes et les incertitudes relatives à la mise en œuvre de l'agenda des réformes actuel continuent de peser sur l'investissement.

**En Turquie, l'activité économique s'est fortement contractée au quatrième trimestre 2018.** Cette contraction reflète les séquelles des perturbations financières de l'été dernier, l'inflation élevée et les politiques monétaire et budgétaire procycliques. L'économie a renoué avec la croissance au premier trimestre 2019, soutenue par les dépenses budgétaires et une augmentation des prêts consentis par les banques détenues par l'État à l'approche des élections locales en mars. La disparition attendue de ces facteurs de soutien ainsi que le récent durcissement des conditions financières pourraient compromettre la reprise graduelle de l'activité économique prévue cette année.

**La dynamique du commerce mondial s'est fortement ralentie vers la fin de l'année.** Le ralentissement a été nettement plus marqué que celui de l'activité mondiale. Cela s'explique par un fléchissement de l'activité d'investissement au niveau mondial et un retournement du cycle de la tech mondial <sup>1</sup>, dans un contexte de niveau élevé et croissant de l'incertitude géopolitique et de l'incertitude relative à la politique économique, qui ont pesé à leur tour sur la production manufacturière et les échanges commerciaux. Le volume des importations mondiales de marchandises, hors zone euro, s'est contracté de 0,6 % en mars en glissement trimestriel, confirmant la dynamique modérée des échanges commerciaux au premier trimestre (cf. graphique 2). Dans la mesure où les indicateurs tirés d'enquêtes font état d'une

---

<sup>1</sup> Pour plus de détails sur le cycle de la tech mondial, cf. l'encadré intitulé « Que signale la maturité du cycle de la tech pour l'économie mondiale ? », *Bulletin économique*, n° 3, BCE, 2019.

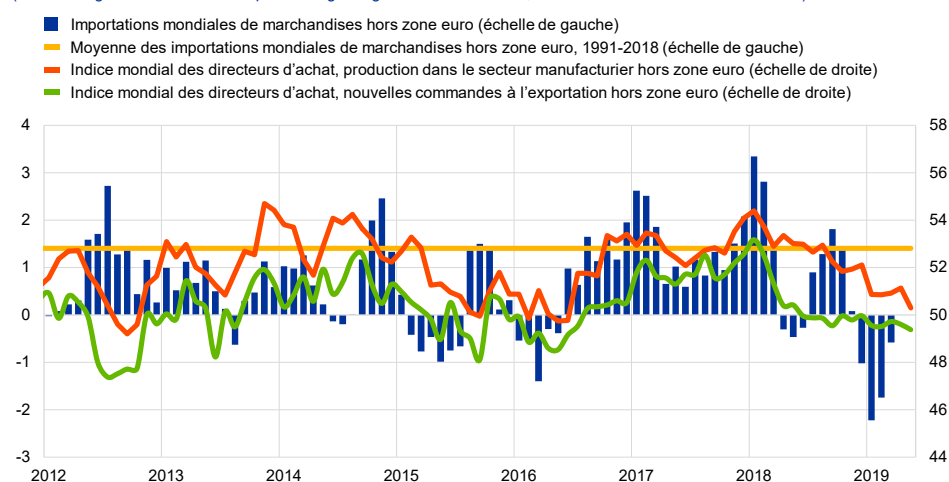
nouvelle détérioration de l'activité manufacturière mondiale, la faiblesse actuelle du commerce mondial devrait perdurer à moyen terme.

**Les négociations commerciales bilatérales entre les États-Unis et la Chine ont subi un revers début mai.** L'Administration américaine a annoncé qu'elle relèverait de 10 % à 25 % les droits de douane sur 200 milliards de dollars d'exportations chinoises. Ce relèvement était initialement prévu pour le 1<sup>er</sup> janvier 2019 mais avait été repoussé à deux reprises : tout d'abord de trois mois, en raison de la trêve temporaire conclue entre les deux pays début décembre, puis de nouveau fin février, du fait d'avancées tangibles dans les négociations commerciales bilatérales. La Chine a riposté par une hausse des droits de douane sur 60 milliards de dollars d'exportations américaines, les portant d'un taux compris entre 5 % et 10 % à un taux compris entre 10 % et 25 %. De plus, le risque est grand d'une nouvelle escalade, dans la mesure où l'Administration américaine a menacé d'imposer des droits de douane supplémentaires de 25 % sur toutes les autres importations américaines en provenance de Chine. La perspective d'une nouvelle intensification du conflit commercial entre les deux pays a accentué l'incertitude au niveau mondial et pèse sur l'investissement. De plus, l'éventualité que l'Administration américaine impose de nouveaux droits de douane sur les importations en provenance d'autres pays ne peut être écartée. Par exemple, mi-mai, elle a annoncé que les nouveaux droits de douane de 25 % sur les voitures et pièces automobiles importées, concernant principalement les importations en provenance de l'UE et du Japon, seraient repoussés jusqu'à 6 mois maximum, laissant le temps de mener des négociations commerciales bilatérales entre les États-Unis et ces partenaires commerciaux.

## Graphique 2

### Enquêtes et échanges internationaux de biens

(échelle de gauche : variations en pourcentage en glissement trimestriel ; échelle de droite : indices de diffusion)



Sources : Markit, Bureau néerlandais d'analyse de la politique économique (CPB) et calculs de la BCE.

Note : Les dernières observations se rapportent à mai 2019 pour les indices des directeurs d'achat et à mars 2019 pour les importations mondiales de marchandises.

**La croissance économique mondiale devrait s'affaiblir cette année, avant de se stabiliser à moyen terme.** Selon les projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème, la croissance du PIB mondial en volume (hors zone euro) devrait se ralentir cette année, revenant à 3,3 % contre 3,8 %

en 2018. Cela reflète une intensification des facteurs défavorables à la croissance mondiale, dans un contexte de niveau élevé et croissant de l'incertitude politique et de l'incertitude relative à la politique économique. Sur la période 2020-2021, l'activité économique mondiale devrait se stabiliser à 3,6 %, dans la mesure où le ralentissement (conjoncturel) dans les grandes économies avancées et la transition de la Chine vers une trajectoire de croissance plus modérée devraient être compensés par une reprise dans plusieurs grandes économies de marché émergentes. Les facteurs défavorables à la croissance pesant plus significativement sur les composantes de la demande les plus dépendantes des échanges commerciaux, comme l'investissement, la croissance de la demande extérieure adressée à la zone euro devrait se ralentir plus fortement que l'activité mondiale cette année, revenant à 1,7 % contre 3,6 % en 2018. Les importations mondiales devraient augmenter progressivement, en phase avec l'activité mondiale à moyen terme. Par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE, la croissance du PIB mondial a été légèrement révisée à la baisse pour cette année. Dans le même temps, la croissance de la demande extérieure adressée à la zone euro a été revue à la baisse plus significativement sur l'horizon de projection. D'un point de vue géographique, ces révisions reflètent des perspectives commerciales plus faibles que prévu pour la Chine et le reste de l'Asie, ainsi que les perspectives d'un ralentissement de la croissance des importations pour certains grands partenaires commerciaux, notamment le Royaume-Uni et d'autres pays européens n'appartenant pas à la zone euro.

#### **Les risques à la baisse pesant sur l'activité mondiale se sont intensifiés**

**dernièrement.** Une nouvelle intensification des conflits commerciaux peut présenter un risque pour le commerce et la croissance au niveau mondial. En outre, un scénario de Brexit sans accord pourrait avoir des répercussions plus négatives, notamment en Europe. Un ralentissement plus prononcé de l'économie chinoise pourrait être plus difficile à contrer par des mesures de relance efficaces et pourrait représenter un défi pour le processus de rééquilibrage en cours en Chine. Une revalorisation sur les marchés financiers pourrait peser fortement sur les économies de marché émergentes vulnérables. Une nouvelle aggravation des tensions géopolitiques pourrait également affecter défavorablement l'activité et les échanges commerciaux au niveau mondial.

### **Évolutions des prix au niveau mondial**

#### **Même si les prix du pétrole se sont inscrits en baisse depuis avril, ils ont été**

**volatils récemment.** Les prix du pétrole ont reculé de 13 % depuis avril. Ils ont toutefois affiché une volatilité plus prononcée récemment. Même si les perturbations potentielles de l'offre mondiale de pétrole en raison des tensions géopolitiques, en particulier au Moyen-Orient, ont fait monter les prix du pétrole, les préoccupations relatives aux tensions commerciales entre les États-Unis et la Chine et leur impact sur la demande mondiale ont entraîné dernièrement des pressions à la baisse sur les prix du pétrole.

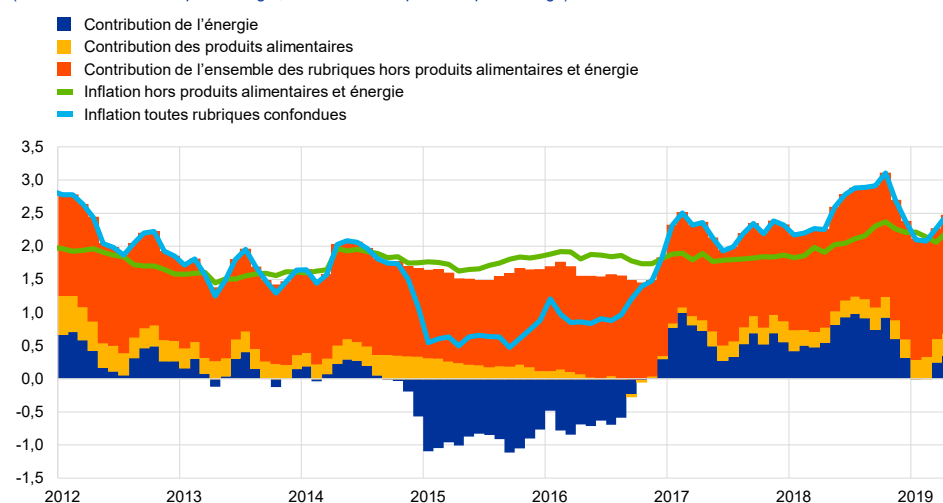
**Selon les projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème, les prix du pétrole devraient augmenter à court terme et baisser sur l'horizon de projection.** Dans un contexte de volatilité à court terme, des facteurs d'offre ont continué de soutenir les prix du pétrole, notamment l'accord conclu entre l'OPEP et les autres producteurs de pétrole importants pour réduire la production. Toutefois, le ralentissement de la demande mondiale de pétrole et la production de pétrole de schiste plus élevée que prévu aux États-Unis pourraient également peser sur les prix. En conséquence, les hypothèses de prix du pétrole qui sous-tendent les projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème étaient supérieures de 10,4 % environ pour cette année (et de 7,3 % et 3,4 % pour 2020 et 2021, respectivement) aux hypothèses sous-jacentes des projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE. Toutefois, depuis la date d'arrêt des données pour les projections de juin, le prix du pétrole a baissé, le prix du Brent s'établissant à 61 dollars le baril le 5 juin.

**Les tensions inflationnistes mondiales restent contenues.** Dans les pays appartenant à l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), la hausse annuelle des prix à la consommation s'est établie à 2,5 %, en moyenne, en avril 2019, après 2,3 % le mois précédent, en raison d'une augmentation de la contribution de la composante énergie (cf. graphique 3). L'inflation sous-jacente (hors produits alimentaires et énergie) a légèrement augmenté en avril, s'établissant à 2,2 % après 2,1 % en mars. Les tensions sur le marché du travail dans les principales économies avancées se sont traduites jusqu'à présent par des hausses seulement modestes des salaires, laissant penser que les tensions inflationnistes sous-jacentes restent modérées. Elles devraient toutefois se redresser progressivement sur l'horizon de projection, reflétant une réduction de la sous-utilisation des capacités de production.

### Graphique 3

#### Hausse des prix à la consommation dans les pays de l'OCDE

(variations annuelles en pourcentage ; contributions en points de pourcentage)



Sources : OCDE et calculs de la BCE.

Note : Les dernières observations se rapportent à avril 2019.

**Pour l'avenir, les tensions inflationnistes mondiales devraient demeurer**

**contenues.** La croissance des prix à l'exportation des concurrents de la zone euro devrait s'affaiblir nettement cette année et se ralentir progressivement à moyen terme. Cette évolution reflète l'impact d'une trajectoire baissière de la courbe des contrats à terme sur le pétrole, qui devrait compenser les pressions à la hausse qui résultent de la diminution progressive des capacités de production inutilisées à l'échelle mondiale.



## Évolutions financières

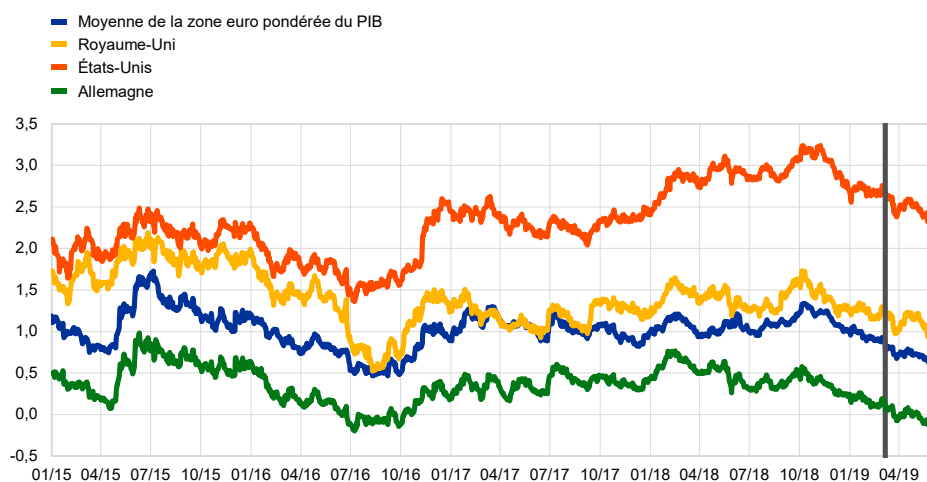
*Depuis la réunion du Conseil des gouverneurs de mars 2019, les taux sans risque à long terme ont baissé au niveau mondial, dans un contexte d'anticipations par les marchés d'une poursuite de la politique monétaire accommodante et de regain des tensions commerciales. Les prix des actions des sociétés non financières ont légèrement augmenté, dans un contexte de volatilité, soutenus par les faibles taux sans risque et par l'amélioration des anticipations relatives aux bénéfices. L'incertitude liée aux tensions commerciales pèse sur les prix des actifs risqués. Sur les marchés des changes, l'euro s'est apprécié en termes pondérés des échanges commerciaux.*

**Au cours de la période sous revue, les rendements à long terme dans la zone euro et aux États-Unis ont poursuivi la baisse amorcée fin 2018.** Au cours de la période sous revue (du 7 mars au 5 juin 2019), le taux des swaps au jour le jour (OIS) sans risque à dix ans de la zone euro a diminué de 31 points de base pour s'établir à 0,11 % environ et le rendement pondéré du PIB des obligations souveraines à dix ans de la zone euro a diminué de 27 points de base, à 0,50 % (cf. graphique 4). Aux États-Unis et au Royaume-Uni, les rendements des emprunts public à dix ans ont également baissé, de 50 et 32 points de base, respectivement. La baisse des rendements à long terme à l'échelle mondiale résulte des communications du Système fédéral de réserve et de la BCE qui ont été perçues par les intervenants de marché comme le signal d'une poursuite de la politique monétaire accommodante. Elle reflète également le regain de tensions commerciales depuis début mai.

### Graphique 4

#### Rendements des obligations souveraines à dix ans

(en pourcentage annuel)



Sources : Thomson Reuters et calculs de la BCE.

Notes : Données quotidiennes. La ligne verticale grise indique le début de la période sous revue (7 mars 2019). Les dernières observations se rapportent au 5 juin 2019.

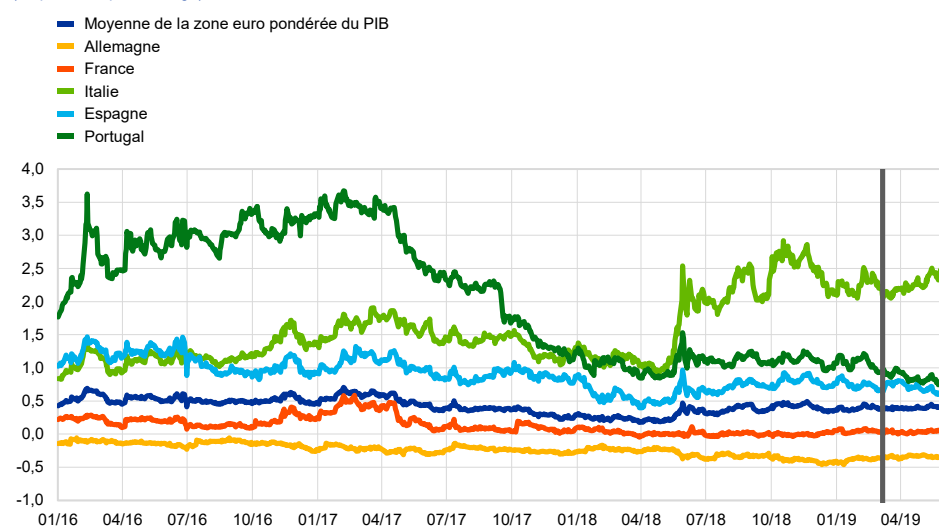
**Les écarts entre les rendements des obligations souveraines de la zone euro et le taux OIS sans risque sont demeurés globalement stables au cours de la**

**période sous revue.** L'écart de rendement sur la dette portugaise s'est resserré de 34 points de base grâce à l'amélioration de la situation budgétaire du pays et au relèvement par la suite de sa notation par Standard & Poor's (cf. graphique 5). L'écart de rendement des obligations souveraines espagnoles a globalement diminué de 12 points de base, après avoir affiché une certaine volatilité autour des élections en avril. Dans le même temps, l'écart de rendement sur la dette italienne est demeuré volatil et élevé par rapport aux niveaux constatés avant les élections en 2018 ; il s'est creusé de 33 points de base, à 2,38 points de pourcentage, au cours de la période sous revue. Dans l'ensemble, l'écart entre la moyenne pondérée du PIB des rendements des obligations souveraines de la zone euro à dix ans et le taux OIS à dix ans est demeuré globalement stable, s'inscrivant à 0,39 point de pourcentage le 5 juin.

### Graphique 5

Écarts de rendements des obligations souveraines à dix ans vis-à-vis du taux OIS dans la zone euro

(en points de pourcentage)



Sources : Thomson Reuters et calculs de la BCE.

Notes : L'écart est calculé en soustrayant le taux OIS à dix ans du rendement souverain à dix ans. La ligne verticale grise indique le début de la période sous revue (7 mars 2019). Les dernières observations se rapportent au 5 juin 2019.

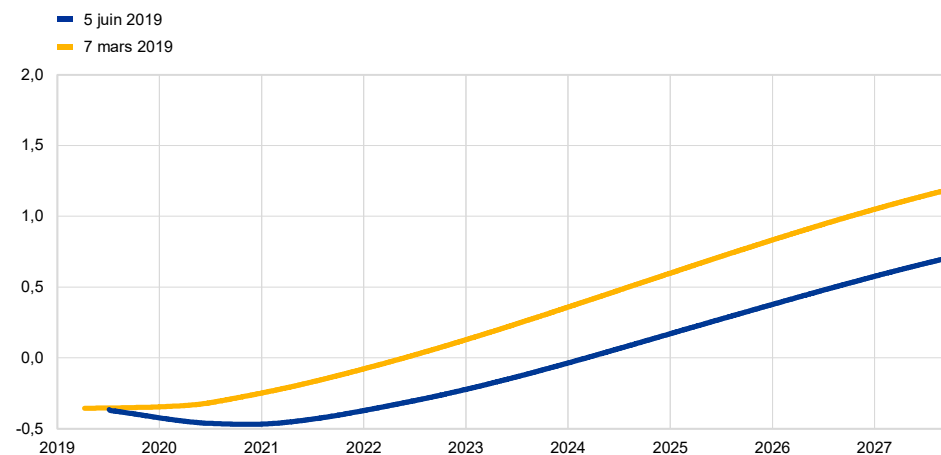
**Le taux moyen pondéré au jour le jour de l'euro (Eonia) s'est établi en moyenne à – 0,37 % au cours de la période sous revue.** L'excédent de liquidité a augmenté de 6 milliards d'euros environ pour s'établir à 1 904 milliards. Pour plus de détails sur les évolutions des conditions de la liquidité, cf. l'encadré 2.

**La courbe des taux anticipés de l'Eonia s'est déplacée vers le bas au cours de la période sous revue.** À la fin de la période, la courbe se situait au-dessous de zéro pour tous les horizons antérieurs à 2024, reflétant les anticipations par les marchés d'une période prolongée de taux d'intérêt négatifs (cf. graphique 6).

## Graphique 6

### Taux anticipés de l'Eonia

(en pourcentage annuel)



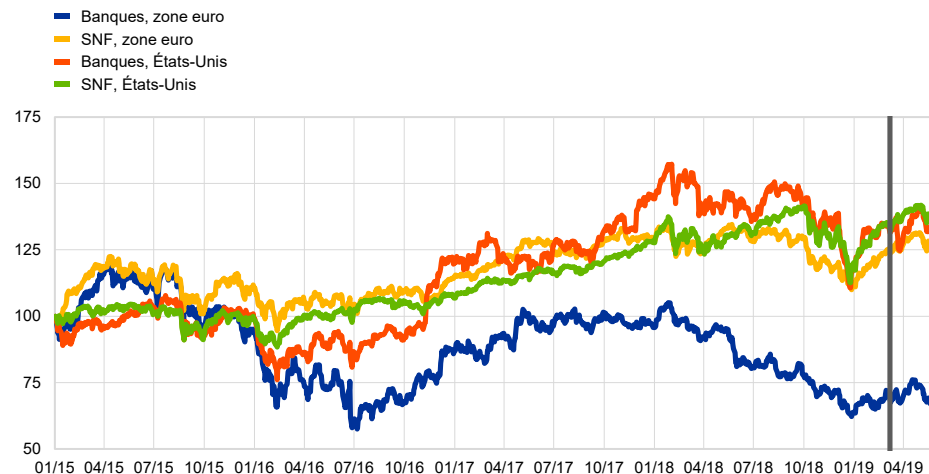
Sources : Thomson Reuters et calculs de la BCE.

**Les prix des actions des sociétés non financières ont légèrement augmenté dans la zone euro ainsi qu'aux États-Unis.** Les prix des actions des sociétés non financières (SNF) et des banques de la zone euro ont augmenté durant la première partie de la période sous revue en raison d'une baisse des taux sans risque et d'un plus grand optimisme à l'égard des perspectives d'évolution du commerce international. Les SNF de la zone euro ont également bénéficié de l'amélioration des anticipations de bénéfices. Toutefois, le regain de tensions commerciales constaté depuis début mai a annulé une grande partie de ces gains (cf. graphique 7). En conséquence, les prix des actions des SNF de la zone euro ont augmenté de 0,5 %, dans l'ensemble, alors que les prix des actions des banques ont diminué de 6,8 %. On a observé des évolutions similaires aux États-Unis, où les prix des actions des SNF ont augmenté de 2,3 % et les prix des actions des banques de 0,9 %.

## Graphique 7

### Indices boursiers dans la zone euro et aux États-Unis

(indice : 1<sup>er</sup> janvier 2015 = 100)



Sources : Thomson Reuters et calculs de la BCE.

Notes : La ligne verticale grise indique le début de la période sous revue (7 mars 2019). Les dernières observations se rapportent au 5 juin 2019.

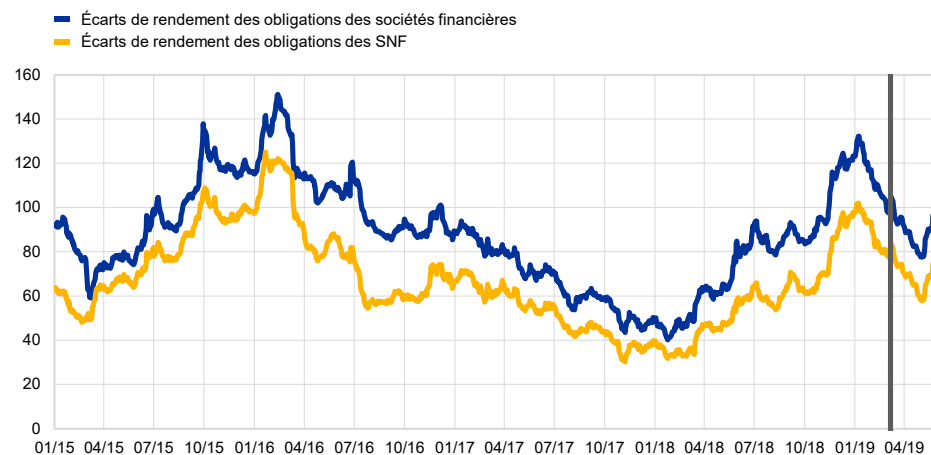
#### **En dépit de fortes variations, les écarts de rendement des obligations du secteur des entreprises de la zone euro sont demeurés largement inchangés à la fin de la période sous revue.**

Les écarts de rendement des obligations émises par les entreprises de la zone euro ont poursuivi leur tendance à la baisse amorcée en début d'année. Cette évolution a été interrompue début mai par une modification du sentiment à l'égard du risque qui a abouti à un creusement important des écarts. Globalement, l'écart entre le rendement des obligations bien notées (*investment-grade*) émises par les SNF et le taux sans risque a diminué de 2 points de base environ durant la période sous revue, pour s'établir à 79 points de base (cf. graphique 8). Les rendements des obligations du secteur financier ont également peu varié à la fin de la période sous revue, l'écart par rapport au taux sans risque diminuant de 3 points de base environ. Ces deux écarts sont restés très inférieurs aux niveaux observés fin 2018.

## Graphique 8

### Écarts de rendement des obligations du secteur des entreprises de la zone euro

(en points de base)



Sources : Indices iBoxx et calculs de la BCE.

Notes : La ligne verticale grise indique le début de la période sous revue (7 mars 2019). Les dernières observations se rapportent au 5 juin 2019.

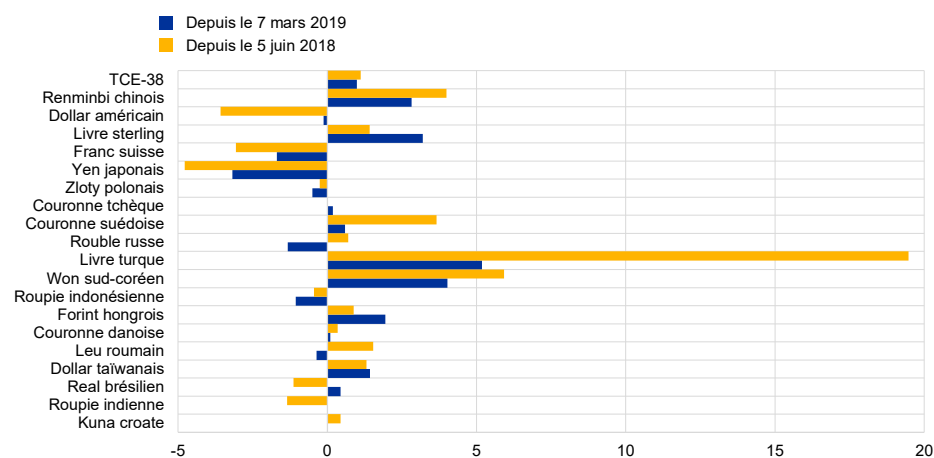
### Sur les marchés des changes, l'euro s'est apprécié en termes pondérés des échanges commerciaux au cours de la période sous revue (cf. graphique 9).

Le taux de change effectif nominal de l'euro, mesuré par rapport aux devises des 38 principaux partenaires commerciaux de la zone euro, s'est apprécié de 1,0 %. En termes bilatéraux, l'euro s'est légèrement déprécié par rapport au dollar (de 0,1 %) et s'est affaibli vis-à-vis du yen japonais (de 3,2 %) et du rouble russe (de 1,3 %). Il s'est apprécié par rapport au renminbi chinois (de 2,8 %) et à la livre sterling (de 3,2 %). L'euro s'est également apprécié par rapport aux devises de la plupart des économies de marché émergentes.

## Graphique 9

### Évolutions du taux de change de l'euro vis-à-vis d'une sélection de devises

(variations en pourcentage)



Source : BCE.

Notes : Le TCE-38 est le taux de change effectif nominal de l'euro par rapport aux devises des 38 principaux partenaires commerciaux de la zone euro. Toutes les évolutions sont calculées en utilisant les taux de change enregistrés le 5 juin 2019.

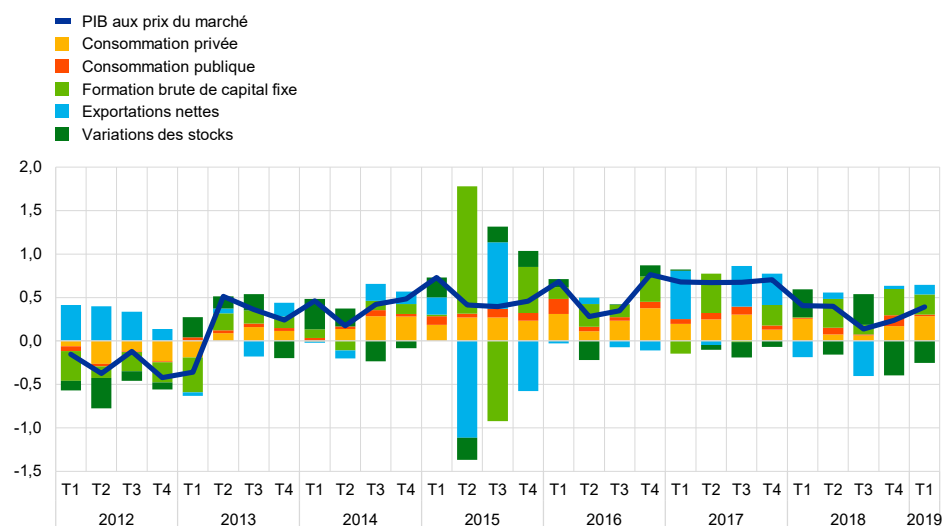
*La croissance du PIB en volume de la zone euro s'est renforcée au premier trimestre 2019, après le ralentissement observé au second semestre de l'année dernière, dans un contexte d'affaiblissement de la demande extérieure adressée à la zone. Toutefois, les données disponibles et les derniers résultats d'enquêtes vont dans le sens d'une dynamique de croissance plus faible mais persistante à court terme. Les projections macroéconomiques de juin 2019 pour la zone euro établies par les services de l'Eurosystème prévoient une hausse annuelle du PIB en volume de 1,2 % en 2019, de 1,4 % en 2020 et de 1,4 % en 2021. Par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE, les perspectives de croissance du PIB en volume ont été revues en hausse de 0,1 point de pourcentage pour 2019 et en baisse de 0,2 point de pourcentage pour 2020 et de 0,1 point pour 2021.*

**La croissance s'est renforcée au premier trimestre 2019, reflétant dans une large mesure des facteurs temporaires.** Le PIB en volume a augmenté de 0,4 % en termes trimestriels au premier trimestre 2019, après une croissance moyenne de 0,2 % au deuxième semestre 2018 (cf. l'encadré 3 pour une analyse des « phases de morosité » dans la zone euro). La demande intérieure est restée solide au premier trimestre 2019. En particulier, la consommation privée et la FBCF ont été les principaux moteurs de la croissance, avec une contribution de 0,3 et 0,2 point de pourcentage, respectivement. La variation des stocks a apporté une contribution négative à la croissance du PIB en volume au premier trimestre, tandis que les exportations nettes ont apporté une faible contribution positive (cf. graphique 10). Dans certains pays, la croissance de la production a bénéficié d'un pic des exportations lié à la demande d'importations exceptionnellement forte au Royaume-Uni, en prévision de la date initiale du Brexit. De plus, en Allemagne, la consommation privée a fortement rebondi, les immatriculations de voitures particulières ayant nettement augmenté après des perturbations de la production de voitures au second semestre 2018. La consommation privée a également été soutenue par des mesures budgétaires entrées en vigueur au premier trimestre, au moment où ces mesures devraient exercer leur incidence la plus forte. Du côté de l'offre, la croissance a été globalement soutenue pour toutes les composantes de la valeur ajoutée. Dans l'ensemble, en rythme trimestriel, la production industrielle (hors construction) s'est accrue de 0,8 % au premier trimestre 2019, après une contraction de 1,2 % au trimestre précédent. La production dans le secteur de la construction a augmenté à un rythme plus soutenu (2,0 %) en raison des conditions météorologiques favorables enregistrées au cours des premiers mois de 2019.

## Graphique 10

### PIB en volume de la zone euro et ses composantes

(variations trimestrielles en pourcentage et contributions trimestrielles en points de pourcentage)



Source : Eurostat.

Note : Les dernières observations se rapportent au premier trimestre 2019.

**Les marchés du travail de la zone euro sont demeurés robustes.** L'emploi a progressé de 0,3 % au premier trimestre 2019, sans changement par rapport au quatrième trimestre 2018, à la faveur d'une croissance de la production solide. Si la croissance de l'emploi s'est légèrement ralentie, en moyenne, sur les trois derniers trimestres, par rapport au premier semestre 2018, elle reste toutefois robuste par rapport aux évolutions de la croissance du PIB. Le nombre moyen d'heures travaillées a un peu diminué au premier trimestre 2019. Dans le même temps, la productivité par personne employée est demeurée inchangée au premier trimestre 2019 en rythme trimestriel, après de légères baisses au second semestre 2018.

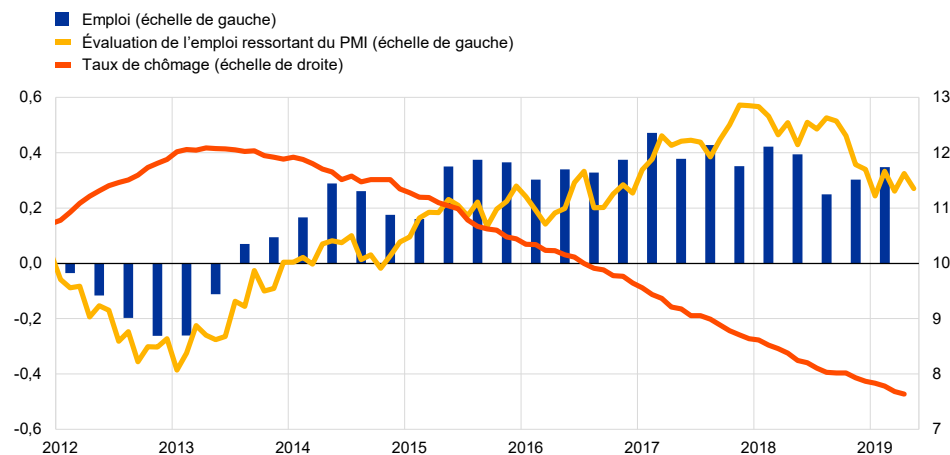
**Les récents indicateurs à court terme du marché du travail ont continué d'indiquer une croissance positive de l'emploi.** Le taux de chômage dans la zone euro s'est établi à 7,6 % en avril, contre 7,7 % en mars. Les indicateurs à court terme se sont ralentis en mai, mais continuent d'indiquer de nouvelles créations d'emplois dans un avenir proche.



## Graphique 11

### Emploi dans la zone euro, évaluation de l'emploi ressortant du PMI et chômage

(variations trimestrielles en pourcentage ; indice de diffusion ; en pourcentage de la population active)



Source : Eurostat, Markit et calculs de la BCE.

Notes : L'indice des directeurs d'achat (PMI) est exprimé comme un écart par rapport à 50 divisé par 10. Les dernières observations se rapportent au premier trimestre 2019 pour l'emploi, à mai 2019 pour le PMI et à avril 2019 pour le taux de chômage.

#### Les évolutions de la consommation privée ont continué d'être principalement déterminées par le redressement du marché du travail et le renforcement des bilans des ménages.

La consommation privée a augmenté de 0,5 % en rythme trimestriel au premier trimestre 2019, après une croissance légèrement plus faible au quatrième trimestre 2018. Les immatriculations de voitures particulières ont augmenté, de 4,7 % en rythme mensuel, en avril, consolidant le rebond observé au premier trimestre et atteignant globalement leur niveau d'il y a un an. La normalisation des immatriculations de voitures est cohérente avec les intentions d'achats importants affichées par les ménages pour l'année à venir. Dans une perspective de plus long terme, la hausse des revenus du travail continue de soutenir la dynamique sous-jacente des dépenses de consommation, ce qui s'est également reflété dans un niveau de confiance des consommateurs supérieur à la moyenne. En outre, la poursuite du renforcement des bilans des ménages demeure un facteur important à l'origine de la croissance régulière de la consommation, la solvabilité des ménages constituant un déterminant clé de leur accès au crédit.

#### Le redressement actuellement constaté sur les marchés de l'immobilier résidentiel devrait continuer de contribuer considérablement à la croissance globale du PIB en volume.

L'investissement dans l'immobilier résidentiel a augmenté de 1,1 % au premier trimestre 2019, reflétant la poursuite de son redressement dans de nombreux pays de la zone euro et dans la zone euro dans son ensemble. Les indicateurs à court terme et les résultats d'enquêtes récents font état d'une dynamique positive mais en perte de vitesse. La production dans la construction a augmenté pour le quatrième trimestre consécutif au premier trimestre 2019, enregistrant une hausse de 2,0 %, comme sa composante bâtiments. De plus, en avril, l'indice des directeurs d'achat (PMI) pour la production dans le secteur de la construction avait enregistré une hausse ininterrompue depuis deux ans et demi, avec un profil similaire pour sa composante résidentielle. Dans le même temps, l'indicateur de confiance de la Commission européenne pour le secteur de la construction a

reculé en mai. L'indice des directeurs d'achat tout comme l'indicateur de confiance sont restés nettement supérieurs à leur moyenne de long terme.

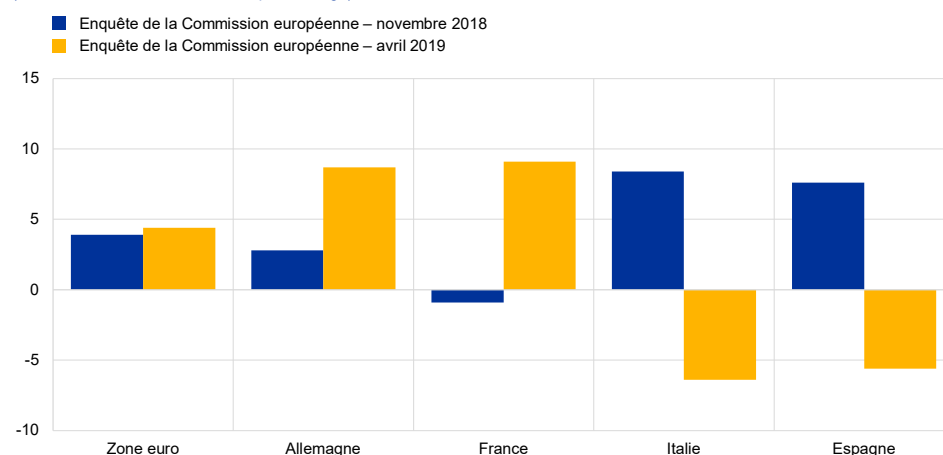
**L'investissement des entreprises devrait continuer d'augmenter, bien qu'à un rythme modéré, parallèlement à l'affaiblissement de la demande extérieure.**

D'après la dernière enquête sur l'investissement réalisée par la Commission européenne, ce point de vue étayé par le fait que les prévisions de croissance annuelle de l'investissement pour la zone euro en 2019 sont globalement inchangées, à 4,4 %, par rapport à l'enquête précédente réalisée en novembre 2018 (cf. graphique 12). Les résultats de l'enquête suggèrent également que l'investissement devrait continuer d'être soutenu par le renforcement de la demande domestique, les taux élevés d'utilisation des capacités de production et les conditions de financement favorables. Sur une note légèrement moins positive, ces derniers trimestres, le sentiment des investisseurs a été affecté par des facteurs géopolitiques, des conflits commerciaux, le Brexit et les vulnérabilités de la Chine (cf. l'encadré 4).

**Graphique 12**

**Prévisions d'investissement réel dans le secteur industriel en 2019**

(volumes ; variations annuelles en pourcentage)



Source : Enquête de la Commission européenne relative aux investissements industriels.

**Les échanges commerciaux dans la zone euro sont restés faibles mais montrent des premiers signes de stabilisation.**

Selon la dernière publication des données provenant des comptes nationaux, au premier trimestre 2019, les exportations totales de la zone euro ont augmenté de 0,6 % en termes réels et les importations, de 0,4 % en rythme trimestriel. Les données les plus récentes sur les échanges de biens mensuels confirment cette faible performance, les exportations hors zone euro nominales ayant enregistré une légère contraction en mars (– 0,2 % en rythme mensuel), tandis que les importations hors zone euro nominales se sont légèrement redressées après avoir reculé en février (0,7 % en rythme mensuel). Les exportations de biens en volume vers la Chine se sont redressées en mars et les exportations à destination du Royaume-Uni ont favorablement surpris en février, en raison d'effets d'anticipation, tandis que les exportations vers les États-Unis se sont ralenties durant l'hiver. Les derniers indicateurs tirés d'enquêtes fondés sur les commandes à l'exportation envoient des signaux contrastés.

**Malgré les chiffres positifs de la croissance du PIB en volume de la zone euro au premier trimestre 2019, les données économiques et les résultats d'enquêtes les plus récents vont dans le sens d'une croissance légèrement plus faible aux deuxième et troisième trimestres de cette année.** Bien que

l'incidence des facteurs spécifiques à certains pays et secteurs se soit dissipée dans une certaine mesure, une incertitude élevée au plan mondial continue de peser sur les perspectives de croissance de la zone euro. L'indicateur du climat économique (ESI) de la Commission européenne s'est inscrit en moyenne à 104,5 en avril et en mai, soit en deçà de sa moyenne trimestrielle de 106 pour le premier trimestre 2019. Dans le même temps, le dernier indice composite des directeurs d'achat pour la production s'est établi en moyenne à 51,6, globalement inchangé par rapport à sa moyenne du premier trimestre. Si l'ESI demeure supérieur à sa moyenne de long terme, le PMI est légèrement inférieur à la sienne et relativement proche du seuil de contraction.

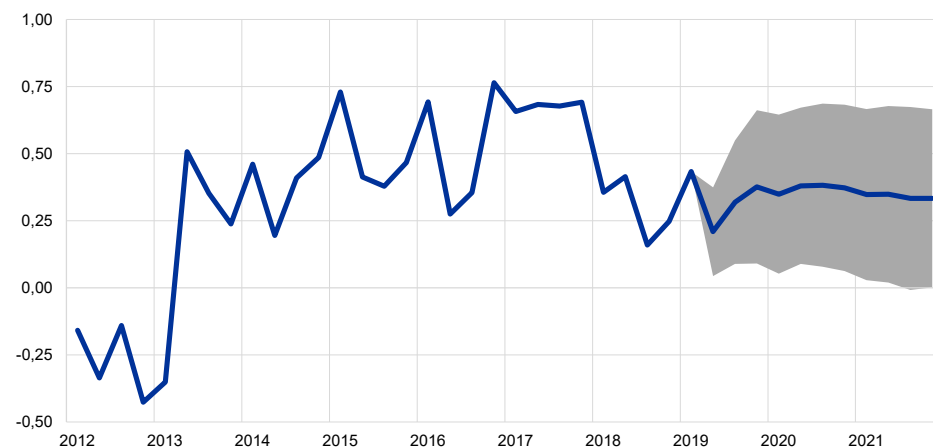
**La croissance économique de la zone euro devrait se poursuivre à un rythme modéré à court terme.** Les mesures de politique monétaire de la BCE continuent de soutenir des taux débiteurs favorables, encourageant la croissance économique dans la zone euro. La consommation privée est confortée par la bonne tenue des marchés du travail, la poursuite des créations d'emplois et le sentiment des ménages. L'investissement immobilier résidentiel reste robuste et l'investissement des entreprises est soutenu par des conditions de financement favorables et une demande intérieure forte. Des conditions défavorables au plan mondial continuent toutefois de peser sur les perspectives de croissance de la zone euro à court terme, la menace issue d'un protectionnisme accru et de facteurs géopolitiques s'étant intensifiée dernièrement. Dans ce contexte, les risques entourant la croissance de la zone euro demeurent orientés à la baisse.

**Les projections macroéconomiques de juin 2019 pour la zone euro établies par les services de l'Eurosystème prévoient une hausse annuelle du PIB en volume de 1,2 % en 2019, de 1,4 % en 2020 et de 1,4 % en 2021 (cf. graphique 13).** Par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE, les perspectives de croissance du PIB en volume ont été revues, en hausse de 0,1 point de pourcentage pour 2019 et en baisse de 0,2 point de pourcentage pour 2020 et de 0,1 point pour 2021.

### Graphique 13

#### PIB en volume de la zone euro (avec projections)

(variations trimestrielles en pourcentage)



Sources : Eurostat et l'article intitulé « [Projections macroéconomiques pour la zone euro établies par les services de l'Eurosystème, juin 2019](#) » publié le 6 juin 2019 sur le site internet de la BCE.

Notes : Les fourchettes de projection sont calculées à partir des écarts entre les réalisations et les projections antérieures établies depuis plusieurs années. L'amplitude de ces intervalles est égale à deux fois la valeur absolue de l'écart moyen observé entre projections et réalisations. La méthode utilisée, comprenant un ajustement pour tenir compte d'événements exceptionnels, est présentée dans la publication de la BCE intitulée « [New procedure for constructing Eurosystem and ECB staff projection ranges](#) », BCE, décembre 2009.

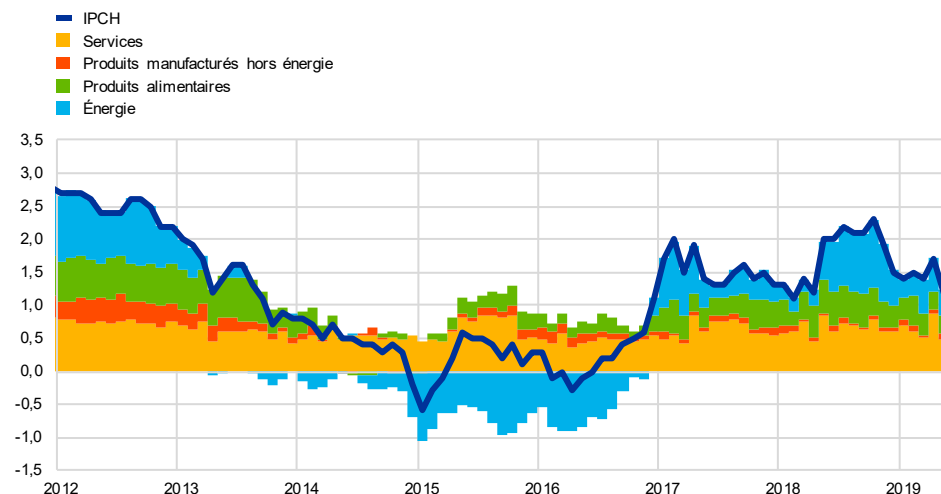
*Selon l'estimation rapide d'Eurostat, la hausse annuelle de l'IPCH dans la zone euro s'est établie à 1,2 % en mai 2019, après 1,7 % en avril. Abstraction faite de la récente volatilité due à des facteurs temporaires, les mesures de l'inflation sous-jacente restent globalement modérées, mais les tensions sur les coûts de main-d'œuvre continuent de s'accroître et de se généraliser dans un contexte de niveaux élevés d'utilisation des capacités de production et de tensions sur les marchés du travail. L'inflation sous-jacente devrait s'accroître progressivement à moyen terme, soutenue par les mesures de politique monétaire de la BCE, la croissance économique en cours et le renforcement de la hausse des salaires. C'est ce qui ressort aussi, globalement, des projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème pour la zone euro, qui tablent sur une hausse annuelle de l'IPCH de 1,3 % en 2019, de 1,4 % en 2020 et de 1,6 % en 2021. Par comparaison avec les projections de mars 2019 réalisées par les services de la BCE, les perspectives de l'inflation mesurée par l'IPCH ont été revues, à la hausse de 0,1 point de pourcentage pour 2019 et à la baisse de 0,1 point de pourcentage pour 2020. La hausse annuelle de l'IPCH hors énergie et produits alimentaires devrait s'établir à 1,1 % en 2019, 1,4 % en 2020 et 1,6 % en 2021.*

**L'inflation totale s'est ralentie en mai en raison de taux d'inflation annuels plus faibles pour les composantes les plus volatiles.** Selon l'estimation rapide d'Eurostat, la hausse annuelle de l'IPCH dans la zone euro est revenue à 1,2 % en mai 2019, après 1,7 % en avril (cf. graphique 14). L'augmentation en avril et la baisse qui a suivi en mai reflètent en grande partie la date tardive de Pâques cette année et son incidence sur les taux de croissance en glissement annuel des prix de certains postes liés aux voyages. Cet effet est particulièrement évident dans l'évolution de la hausse de la composante « services » de l'IPCH, qui est passée de 1,1 % en mars à 1,9 % en avril avant de retomber à 1,1 % en mai. La hausse de la composante « énergie » de l'IPCH est revenue de 5,8 % en avril à 3,8 % en mai.

## Graphique 14

### Contributions des composantes à la hausse de l'IPCH total dans la zone euro

(variations annuelles en pourcentage ; contributions en points de pourcentage)



Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

Notes : Les dernières observations se rapportent à mai 2019 (estimations rapides). Les taux de croissance pour 2015 sont biaisés à la hausse en raison d'une modification de la méthodologie (cf. l'encadré 5 du *Bulletin économique*, n° 2, BCE, 2019).

#### Les mesures de l'inflation sous-jacente sont restées globalement modérées.

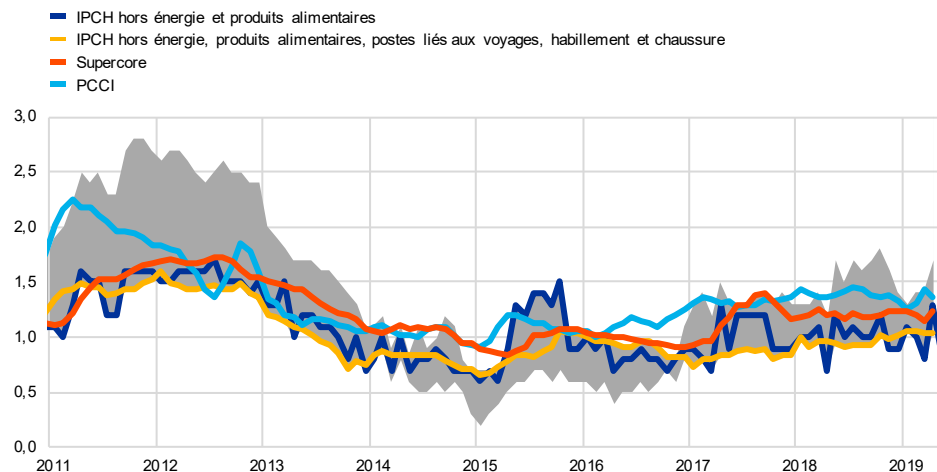
Hors énergie et produits alimentaires, la hausse de l'IPCH est revenue à 0,8 % en mai après 1,3 % en avril et 0,8 % en mars (cf. graphique 15). Comme pour l'inflation mesurée par l'IPCH total, l'augmentation de cette mesure de l'inflation sous-jacente en avril et son recul ultérieur en mai ont également reflété l'effet de la date tardive de Pâques. Cet effet temporaire haussier sur le taux d'inflation d'avril est également reflété par les mesures de la moyenne tronquée incluses dans la série, et il est probable que les chiffres de mai ne modifieront pas le tableau général d'évolutions sans réelle tendance des mesures de l'inflation sous-jacente observées ces derniers mois. En effet, les mesures qui contribuent à faire abstraction de ces effets temporaires telles que l'IPCH hors énergie, produits alimentaires, postes liés aux voyages, habillement et chaussure, l'indicateur PCCI et le *supercore* n'ont pas varié en avril (dernières données disponibles)<sup>2</sup>. Les mesures de l'inflation sous-jacente devraient augmenter progressivement au cours des prochains mois, en particulier sous l'effet d'un renforcement de la hausse des salaires et du redressement observé de la hausse des prix à la production.

<sup>2</sup> Pour de plus amples informations sur ces mesures de l'inflation sous-jacente, cf. les encadrés 2 et 3 de l'article intitulé « *Les mesures de l'inflation sous-jacente pour la zone euro* », *Bulletin économique*, n° 4, BCE, 2018.

## Graphique 15

### Mesures de l'inflation sous-jacente

(variations annuelles en pourcentage)



Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

Notes : Les dernières observations se rapportent à mai 2019 (estimation rapide) pour l'IPCH hors énergie et produits alimentaires et à avril 2019 pour toutes les autres mesures. Les mesures de l'inflation sous-jacente sont les suivantes : IPCH hors énergie ; IPCH hors énergie et produits alimentaires non transformés ; IPCH hors énergie et produits alimentaires ; IPCH hors énergie, produits alimentaires, postes liés aux voyages et habillement ; la moyenne tronquée (10 %) ; la moyenne tronquée (30 %) et la médiane pondérée de l'IPCH. Les taux de croissance relatifs à l'IPCH hors énergie et produits alimentaires pour 2015 sont biaisés à la hausse en raison d'une modification de la méthodologie (cf. l'encadré 5 du *Bulletin économique* n° 2, BCE, 2019).

**Les tensions sur les prix aux derniers stades de la chaîne d'approvisionnement des biens industriels non énergétiques sont restées nettement supérieures à leur moyenne historique, mais se sont légèrement atténuées aux stades antérieurs.** La hausse des prix à la production des biens de consommation non alimentaires vendus dans la zone euro a légèrement reculé, revenant de 1,0 % en mars à 0,9 % en avril, bien qu'elle soit toujours nettement supérieure à sa moyenne historique de 0,55 %. La hausse par rapport à son point bas de – 0,2 % en décembre 2016 a été généralisée à l'ensemble des sous-secteurs manufacturiers, ce qui suggère une certaine robustesse. La hausse correspondante des prix à l'importation s'est poursuivie à un rythme régulier pour atteindre 1,5 % en mars après le récent point bas de 0,3 % enregistré en décembre, reflétant largement l'impact de la dépréciation récente du taux de change effectif de l'euro. Cela pourrait avoir légèrement contrebalancé l'atténuation des pressions sur les prix à l'échelle mondiale, la hausse de l'indice mondial des prix à la production hors énergie s'étant encore atténuée en mars pour s'établir à 3,3 %, en baisse par rapport à son point haut de 4,8 % en septembre 2018.

**La croissance des salaires est restée robuste, soulignant l'intensification des tensions sur les coûts intérieurs.** La croissance annuelle de la rémunération par tête est passée à 2,2 % au premier trimestre 2019, sans changement par rapport au quatrième trimestre 2018 et supérieure à sa moyenne de long terme (cf. graphique 16). La croissance annuelle des salaires négociés dans la zone euro a été de 2,2 % au premier trimestre 2019, également inchangée par rapport au quatrième trimestre 2018. Contrairement au glissement conjoncturel des salaires, la croissance des salaires négociés est plus persistante, réagissant progressivement aux variations cumulées du taux de chômage. La perspective d'une poursuite de la

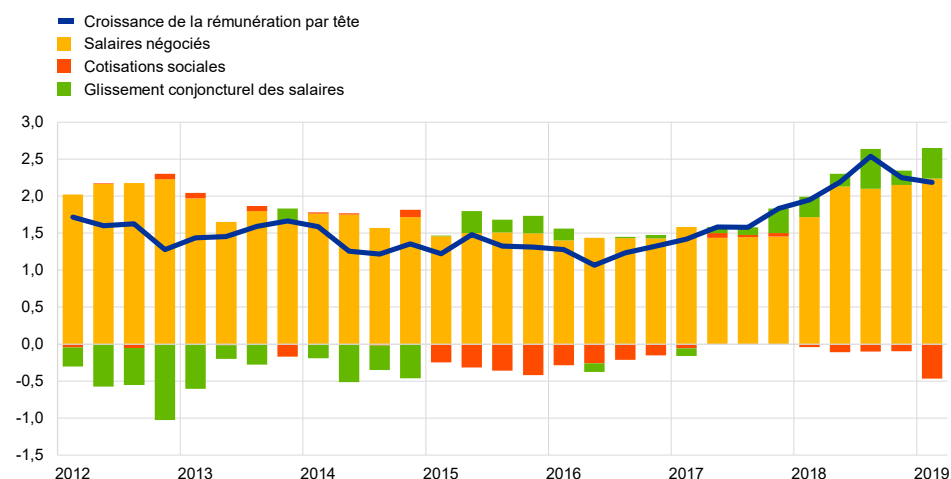


forte croissance des salaires négociés repose en grande partie sur certains accords à plus long terme (dans certains cas jusqu'en 2020) et devrait soutenir un rythme de croissance robuste de la rémunération par tête tout au long de 2019.

## Graphique 16

### Contributions des composantes de la rémunération par tête

(variations annuelles en pourcentage ; contributions en points de pourcentage)



Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

Note : Les dernières observations se rapportent au premier trimestre 2019.

**Les anticipations d'inflation à plus long terme extraites des instruments de marché se sont inscrites en légère baisse, tandis que les prévisions tirées d'enquêtes sont restées stables.** Le taux des *swaps* indexés sur l'inflation à cinq ans dans cinq ans s'est établi à 1,29 % le 5 juin 2019, soit 8 points de base au-dessous du taux qui prévalait lors de la réunion du Conseil des gouverneurs d'avril (cf. graphique 17). Le profil anticipé des mesures des anticipations d'inflation extraites des instruments de marché continue d'indiquer une période prolongée de faible inflation avec un retour seulement très progressif à des niveaux proches de, mais inférieurs à 2 %. La probabilité neutre au risque d'une inflation moyenne négative au cours des cinq prochaines années, ressortant des marchés d'options sur l'inflation, est négligeable, ce qui suggère que les marchés considèrent actuellement le risque de déflation comme très faible. Les anticipations d'inflation à plus long terme mesurées par des enquêtes sont demeurées stables à des taux proches de, mais inférieurs à 2 %. Dans l'enquête de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels (EPP) pour le deuxième trimestre 2019, les anticipations d'inflation à plus long terme se sont maintenues à 1,8 %, tandis que dans les enquêtes du Consensus économique d'avril et du Baromètre de la zone euro, elles se sont maintenues à 1,9 %.

## Graphique 17

### Mesures des anticipations d'inflation

(variations annuelles en pourcentage)



Sources : Enquête de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels (EPP), Consensus économique, Thomson Reuters et calculs de la BCE.

Notes : Dans l'EPP, l'horizon à plus long terme fait référence à une année civile quatre à cinq ans après la date de l'enquête, tandis que dans le Consensus économique, l'horizon à plus long terme fait référence à la moyenne pour une période de cinq à dix ans après la date de l'enquête. Les dernières observations se rapportent au deuxième trimestre 2019 pour l'EPP, à avril 2019 pour le Consensus économique et au 5 juin 2019 pour le taux des swaps indexés sur l'inflation.

### Les projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème prévoient une accélération progressive de l'inflation sous-jacente.

Sur la base des informations disponibles mi-mai, ces projections tablent sur une hausse de l'IPCH total atteignant, en moyenne, 1,3 % en 2019, 1,4 % en 2020 et 1,6 % en 2021, après 1,6 %, 1,5 % et 1,6 %, respectivement, dans les projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE (cf. graphique 18). Ces révisions s'expliquent en grande partie par la composante énergie, sensiblement révisée à la hausse pour 2019, en raison d'une accélération de la montée des prix du pétrole, et à la baisse pour 2020, du fait d'un renforcement de la trajectoire baissière des contrats à terme sur le pétrole. La hausse de l'IPCH hors énergie et produits alimentaires devrait suivre une tendance haussière, soutenue par une reprise économique plus graduelle mais persistante et une situation plus tendue sur le marché du travail, entraînant un accroissement des tensions d'origine interne sur les coûts. La hausse de l'IPCH hors énergie et produits alimentaires devrait passer de 1,1 % en 2019 à 1,4 % en 2020 et à 1,6 % en 2021. Ce profil représente une légère révision à la baisse pour 2019, reflétant principalement des résultats de données plus faibles que prévu à ce stade de l'année en cours.

## Graphique 18

### Inflation mesurée par l'IPCH dans la zone euro (avec projections)

(variations annuelles en pourcentage)



Sources : Eurostat et l'article intitulé « [Projections macroéconomiques pour la zone euro établies par les services de l'Eurosystème, juin 2019](#) » publié le 6 juin 2019 sur le site internet de la BCE.

Notes : Les dernières observations se rapportent au premier trimestre 2018 (données) et au quatrième trimestre 2021 (projections). Les fourchettes de projection sont calculées à partir des écarts entre les réalisations et les projections antérieures établies depuis plusieurs années. L'amplitude de ces intervalles est égale à deux fois la valeur absolue de l'écart moyen observé entre projections et réalisations. La méthode utilisée, comprenant un ajustement pour tenir compte d'événements exceptionnels, est présentée dans la publication de la BCE intitulée « [New procedure for constructing Eurosystem and ECB staff projection ranges](#) », BCE, décembre 2009. La date d'arrêt des statistiques figurant dans les projections est le 22 mai 2019.

*La croissance annuelle de la monnaie au sens large et des prêts au secteur privé s'est accélérée en avril 2019. La croissance de M3 a continué de faire preuve de robustesse face à la disparition progressive de la contribution mécanique des achats nets réalisés dans le cadre du programme d'achats d'actifs (asset purchase programme – APP). Dans le même temps, les conditions de financement des banques et du crédit bancaire sont restées favorables, reflétant également les mesures de politique monétaire annoncées en mars et en juin. Les émissions nettes de titres de créance par les SNF ont rebondi au premier trimestre 2019, après avoir diminué au quatrième trimestre 2018, dans un contexte d'amélioration des conditions sur les marchés obligataires et, jusqu'en avril, de baisse du coût de financement par endettement de marché.*

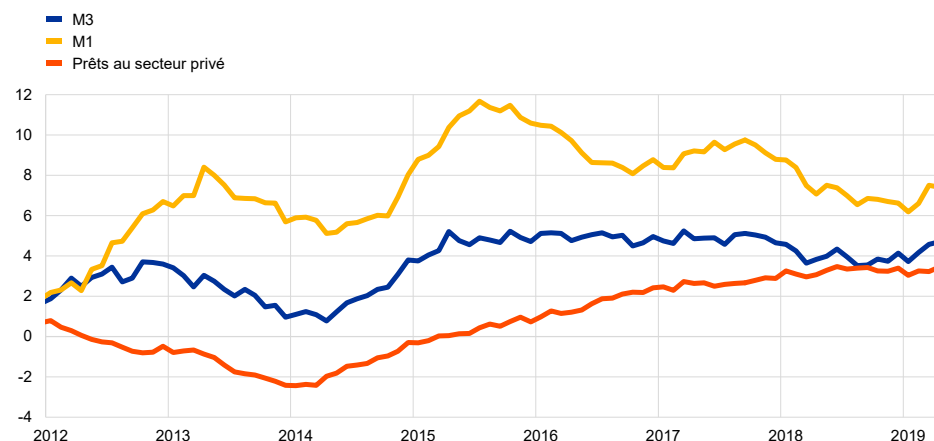
**La croissance de la monnaie au sens large s'est inscrite en légère hausse en avril, renouant avec son taux de croissance de fin 2017.** Le taux de croissance annuel de M3 s'est élevé à 4,7 % en avril 2019, après 4,6 % en mars (cf. graphique 19), à la faveur d'une baisse des coûts d'opportunité. À cet égard, la croissance de M3 a continué de faire preuve de robustesse face à la disparition progressive de la contribution mécanique de l'APP, ce qui signifie que ce programme a eu un impact positif moins important. La croissance de M3 s'était ralentie à partir de fin 2017 pour atteindre récemment un point bas en août 2018, lorsque les achats nets d'actifs ont été réduits. L'agrégat monétaire étroit M1, qui inclut les composantes les plus liquides de M3, a continué d'apporter la principale contribution à la croissance de la monnaie au sens large. Le taux de croissance annuel de M1 a été globalement stable en avril, à 7,4 %, contre 7,5 % en mars, confirmant l'arrêt de la tendance baissière observée depuis fin 2017. Compte tenu des propriétés d'indicateur avancé de M1 en termes réels pour la croissance du PIB en volume, cette évolution est en phase avec une stabilisation de l'activité économique au cours des prochains mois <sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Cf. l'encadré 4 intitulé « [Le pouvoir prédictif de M1 en termes réels pour l'activité économique réelle dans la zone euro](#) », *Bulletin économique*, n° 3, BCE, 2019.

## Graphique 19

### M3, M1 et prêts au secteur privé

(variations annuelles en pourcentage ; corrigées des variations saisonnières et des effets de calendrier)



Source : BCE.

Notes : Les prêts sont corrigés des cessions de prêts, de la titrisation et de la centralisation de trésorerie notionnelle. La dernière observation se rapporte à avril 2019.

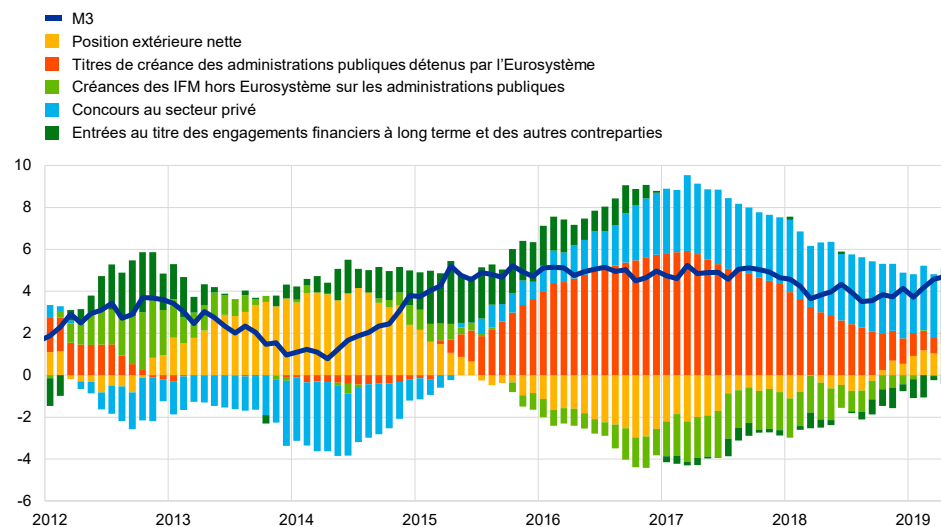
**Les dépôts à vue, principale composante de M1, ont continué de progresser à un rythme annuel soutenu.** Le rythme annuel de croissance des dépôts à vue est resté inchangé à 7,8 % en avril, reflétant la stabilité du taux de croissance annuel des dépôts à vue détenus par les ménages, tandis que le taux correspondant pour les SNF a diminué. De plus, en dépit d'une certaine volatilité à court terme, la croissance des billets et pièces en circulation a suivi sa tendance établie depuis longtemps, réfutant ainsi la thèse d'une substitution massive des espèces aux dépôts dans un environnement de taux d'intérêt très bas, voire négatifs, pour l'ensemble de la zone euro. La contribution des dépôts à court terme autres que les dépôts à vue ( $M2 - M1$ ) est devenue positive pour la première fois depuis fin 2013, prolongeant la tendance haussière observée ces derniers trimestres et bénéficiant d'une baisse des coûts d'opportunité de la détention de M3. Les instruments négociables ( $M3 - M2$ ) ont continué d'apporter une contribution négative à la croissance de M3, en raison du niveau de rémunération relativement faible de ces instruments.

**Du point de vue des contreparties, la baisse de la contribution mécanique de l'APP à la croissance de M3 a été en grande partie contrebalancée par les contributions positives des concours au secteur privé et, récemment, des flux monétaires extérieurs (cf. graphique 20).** La contribution positive à la croissance de M3 des titres des administrations publiques détenus par l'Eurosystème, qui reflète la contribution mécanique de l'APP à la croissance de M3, a encore diminué (cf. les parties rouges des barres du graphique 20). Si les concours au secteur privé sont demeurés la principale source de création monétaire (cf. les parties bleues des barres du graphique 20), la moindre contribution de l'APP a été remplacée au cours des derniers mois par des flux monétaires extérieurs (cf. les parties jaunes des barres du graphique 20). La contribution croissante de la position extérieure nette reflète un regain d'intérêt des investisseurs étrangers pour les actifs de la zone euro.

## Graphique 20

### M3 et ses contreparties

(variations annuelles en pourcentage ; contributions en points de pourcentage ; données corrigées des variations saisonnières et des effets de calendrier)



Source : BCE.

Notes : Les concours au secteur privé recouvrent les prêts des IFM au secteur privé et les portefeuilles des IFM en titres de créance émis par le secteur privé non IFM de la zone euro. Par conséquent, cela couvre également les achats de titres de créance émis par les non-IFM réalisés par l'Eurosystème dans le cadre du programme d'achats de titres du secteur des entreprises. La dernière observation se rapporte à avril 2019.

### La croissance des prêts a globalement suivi le ralentissement de l'activité économique mais s'est légèrement redressée en avril.

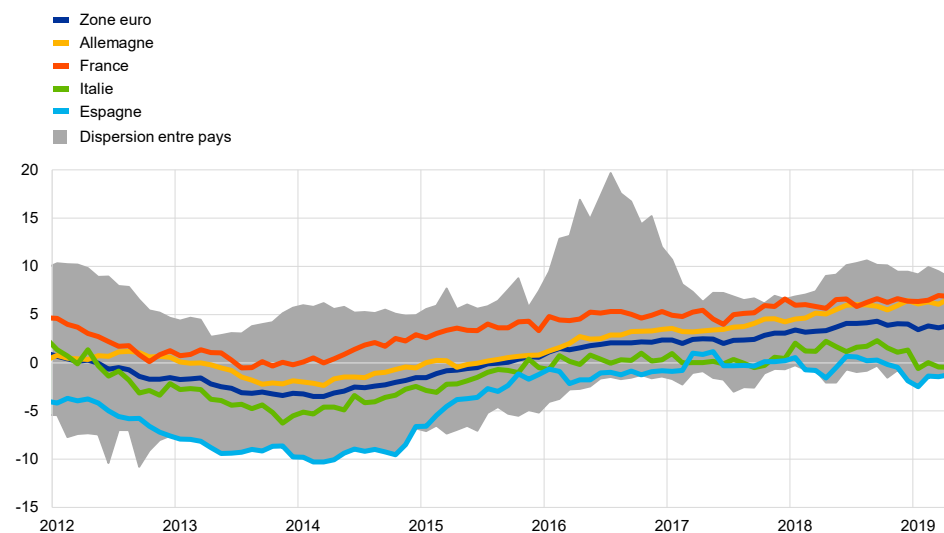
Le rythme annuel de croissance des prêts des IFM au secteur privé (en données corrigées des cessions de prêts, de la titrisation et de la centralisation de trésorerie notionnelle) est ressorti en hausse à 3,4 % en avril, après 3,2 % en mars (cf. graphique 19). Cette évolution résulte essentiellement de l'augmentation du taux de croissance annuel des prêts consentis aux SNF, qui s'est établi à 3,9 % en avril, après 3,6 % en mars. Abstraction faite de la volatilité à court terme, la croissance des prêts aux SNF s'est légèrement modérée, mais elle est restée relativement proche de son pic de 4,3 % enregistré en septembre 2018. Ces données sont conformes à son profil d'évolution cyclique décalé par rapport à l'activité économique réelle et au ralentissement de la demande agrégée observé en 2018. Cette modération s'explique en grande partie par une baisse de la demande de prêts en raison d'une diminution des besoins de financement des entreprises. En revanche, les conditions du crédit bancaire et du marché obligataire sont demeurées favorables (cf. ci-après), ce qui tend à indiquer que les facteurs d'offre ne pèsent pas sur la dynamique du crédit, étant donné le degré élevé de soutien monétaire. La croissance des prêts aux entreprises a été caractérisée par une très forte hétérogénéité entre pays (cf. graphique 21). Le taux de croissance annuel des prêts aux ménages a légèrement augmenté pour s'établir à 3,4 % en avril, après 3,3 % en mars, là encore caractérisé par une hétérogénéité d'un pays à l'autre (cf. graphique 22). L'expansion essentiellement graduelle des prêts aux ménages a continué d'être tirée par les crédits à la consommation et les prêts au logement, ces derniers enregistrant une croissance modérée en termes nets dans une perspective historique pour l'ensemble de la zone euro. Dans le même temps, la croissance des

prêts au logement et les évolutions des prix des logements ont aussi été hétérogènes d'un pays à l'autre.

### Graphique 21

#### Prêts des IFM aux SNF dans une sélection de pays de la zone euro

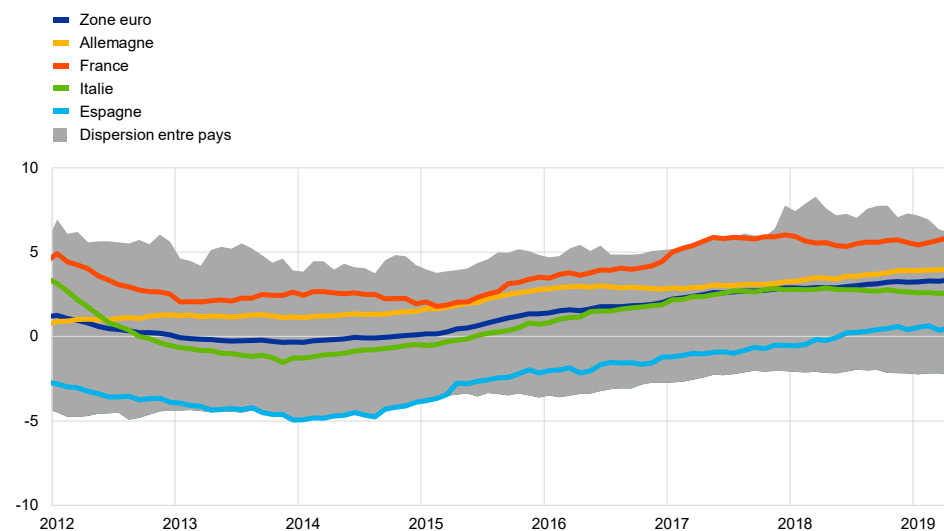
(variations annuelles en pourcentage)



### Graphique 22

#### Prêts des IFM aux ménages dans une sélection de pays de la zone euro

(variations annuelles en pourcentage)



**Les conditions de financement par endettement des banques se sont encore améliorées.** En avril, le coût composite du financement par endettement des banques de la zone euro a encore diminué, après avoir enregistré un récent pic en

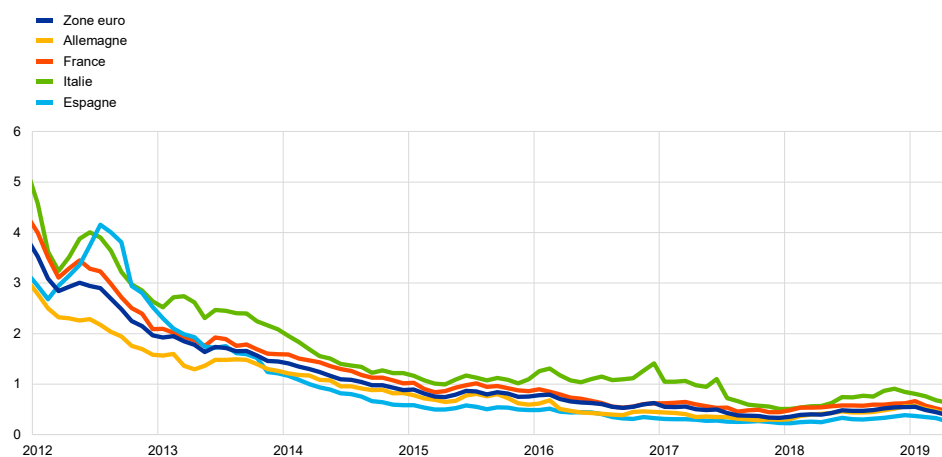


janvier 2019, renouant ainsi avec son niveau de février 2018 (cf. graphique 23). Cette évolution s'explique principalement par une forte baisse des rendements des obligations bancaires. Pour autant, par rapport aux dépôts, les obligations bancaires sont restées la source de financement la plus coûteuse, représentant une part limitée du financement global par endettement des banques. En outre, les taux pratiqués par les banques de la zone euro sur les dépôts sont demeurés globalement stables en avril. L'amélioration des coûts de financement par endettement des banques a concerné tous les grands pays de la zone euro. Si les taux des dépôts sont restés globalement stables dans ces pays, les rendements des obligations bancaires ont fortement diminué en avril. De plus, les banques de la zone euro ont fait état d'une amélioration de leur accès au financement au premier trimestre 2019 dans leurs réponses à l'enquête sur la distribution du crédit bancaire réalisée par la BCE, principalement en raison de leur accès au financement via les titres de créance. Cela étant, le niveau des coûts de financement des banques est resté hétérogène parmi les grands pays de la zone euro. En avril, les marges d'intérêt entre les prêts et les dépôts des banques de la zone euro ont légèrement diminué pour les contrats nouveaux. Parallèlement, le resserrement des marges d'intérêt s'observe toujours pour les taux appliqués aux prêts en cours dans les pays ayant plus largement recours à des contrats à taux fixe, ce qui indique une révision progressive des anciens contrats de prêt à des taux nouveaux, plus bas. Le resserrement des marges d'intérêt en lui-même exerce un effet modérateur sur la rentabilité bancaire, qui est toutefois contrebalancé par l'incidence positive de l'environnement de taux d'intérêt bas, voire négatifs, sur la qualité du crédit (ce qui fait baisser les coûts de provisionnement) et les volumes de prêts. Les conditions de financement des banques de la zone euro sont demeurées globalement favorables, reflétant l'orientation accommodante de la politique monétaire de la BCE et le renforcement des bilans des banques. Cela étant, malgré les progrès réalisés par les banques dans l'assainissement de leurs bilans, par exemple en réduisant leurs encours de prêts non performants, le niveau de rentabilité des banques de la zone euro reste faible.

## Graphique 23

### Coût composite du financement par endettement des banques

(coût composite du financement par les dépôts et du financement de marché non sécurisé ; en pourcentage annuel)



Sources : BCE, Markit iBoxx et calculs de la BCE.

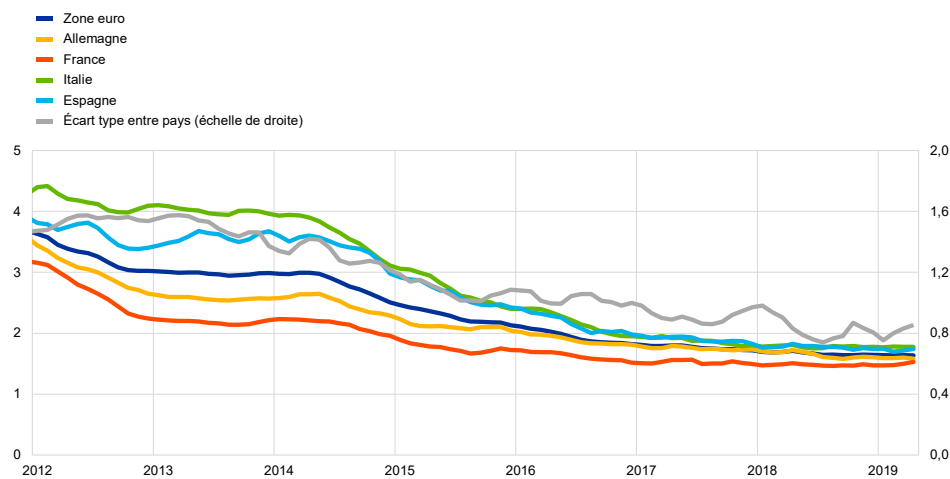
Notes : Le coût composite des dépôts est calculé comme une moyenne des taux des nouveaux contrats de dépôt à vue, de dépôt à terme et de dépôt remboursables avec préavis, pondérés par les encours correspondants. La dernière observation se rapporte à avril 2019.

**Les taux d'intérêt des prêts bancaires accordés aux SNF et aux ménages se sont maintenus à des niveaux historiquement bas.** En avril 2019, le taux d'intérêt composite sur les prêts bancaires aux SNF (cf. graphique 24) s'est inscrit en baisse à 1,62 %, renouant avec son niveau historiquement bas de mai 2018. Les coûts de financement plus favorables pour les banques et la persistance de fortes pressions concurrentielles ont eu un effet modérateur sur les taux des prêts bancaires consentis aux SNF. De plus, la faiblesse du risque de crédit sur les SNF dans leur ensemble, telle qu'elle ressort du faible niveau des estimations de probabilité de défaut, a également contribué à maintenir les taux débiteurs à des niveaux bas. Le taux d'intérêt composite sur les prêts bancaires au logement a diminué pour atteindre un nouveau point bas historique, à 1,75 % en avril (cf. graphique 25). Les pressions concurrentielles et les coûts de financement plus favorables pour les banques ont exercé un effet modérateur sur les taux des prêts consentis aux ménages de la zone euro. Dans l'ensemble, les taux d'intérêt composites sur les prêts bancaires accordés aux SNF et aux ménages ont enregistré un net recul depuis l'annonce par la BCE des mesures d'assouplissement du crédit en juin 2014. Entre mai 2014 et avril 2019, les taux débiteurs composites des prêts consentis aux SNF et aux ménages ont baissé de, respectivement, 130 et 115 points de base environ. La réduction des taux sur les prêts bancaires consentis aux SNF, ainsi que sur les prêts aux petites entreprises (en supposant que les prêts de très faible montant, inférieur ou égal à 250 000 euros, sont principalement accordés aux petites entreprises), a été particulièrement significative dans les pays de la zone euro qui ont été plus touchés par la crise financière. Cela indique une transmission plus uniforme de la politique monétaire aux taux débiteurs bancaires dans l'ensemble des pays de la zone euro et des entreprises, quelle que soit leur taille.

## Graphique 24

### Taux d'intérêt composites sur les prêts aux SNF

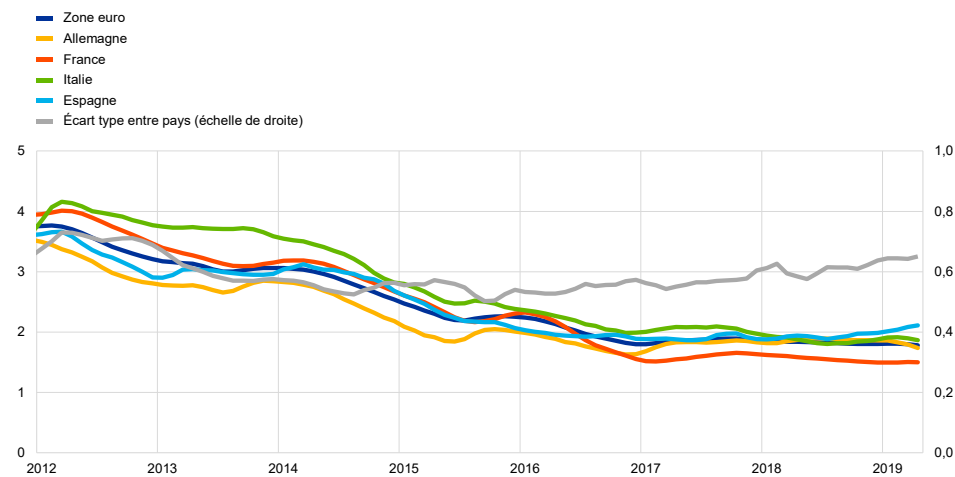
(en pourcentage annuel ; moyenne mobile sur trois mois)



## Graphique 25

### Taux d'intérêt composites sur les prêts au logement

(en pourcentage annuel ; moyenne mobile sur trois mois)



**Selon les estimations, le flux annuel du financement externe total à destination des SNF de la zone euro s'est atténué au premier trimestre 2019.** Cela reflète la modération des prêts bancaires et la faiblesse persistante des émissions d'actions cotées, tandis que les émissions nettes de titres de créance ont été relativement soutenues. Pour autant, par rapport aux précédents épisodes de ralentissement de la croissance en 2015-2016, les flux de financement par endettement des SNF (fondés sur les prêts des IFM, les émissions de titres de créance et les prêts des non-IFM) ont été plus élevés. Cette évolution est cohérente avec les conditions de financement par

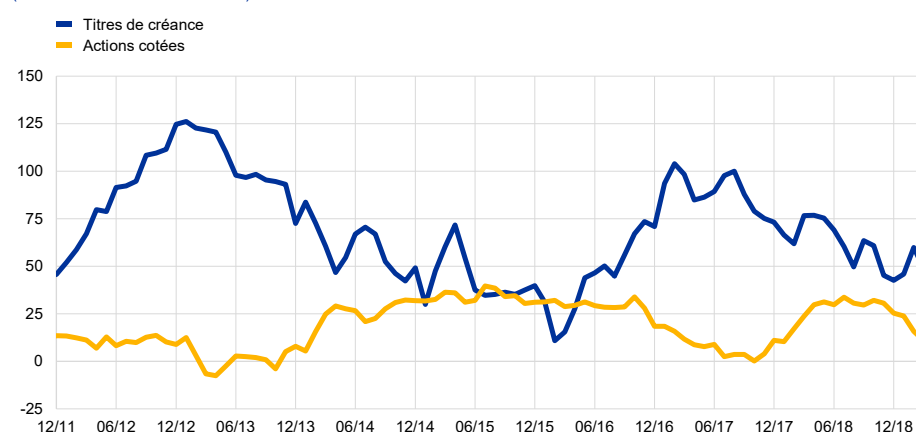
endettement favorables et le renforcement des bilans d'entreprise. Globalement, compte tenu de la réaction généralement décalée du financement externe des SNF à l'évolution de l'activité économique, le récent ralentissement du financement externe des SNF est cohérent avec l'affaiblissement de l'activité économique en 2018 et la diminution des besoins de financement des entreprises qui en a résulté.

**Au premier trimestre 2019, les émissions nettes de titres de créance par les SNF ont fortement rebondi, après les niveaux négatifs enregistrés au dernier trimestre 2018.** Le principal facteur à l'origine des flux nets positifs d'émissions de titres de créance par les SNF au premier trimestre 2019 est très vraisemblablement le report des émissions du dernier trimestre 2018, lié à la détérioration des perspectives économiques et à l'augmentation des *spreads* des obligations émises par les SNF, dans le contexte d'une plus large aversion au risque sur le marché. La baisse rapide du coût de financement par endettement de marché depuis 2018 a entraîné un rebond des émissions nettes de titres de créance par les SNF. Dans une perspective à un peu plus long terme, les flux nets annuels d'émission pour mars 2019 ont été supérieurs à ceux de décembre 2018 – qui était le chiffre le plus faible depuis mai 2016 (cf. graphique 26) – et cohérents avec une stabilisation progressive amorcée début 2019. Les données de marché tendent à indiquer que les émissions nettes de titres de créance par les émetteurs bien notés (*investment-grade*) et les émetteurs de titres à haut rendement (*high-yield*) en avril et en mai 2019 ont été nettement plus faibles que celles enregistrées au premier trimestre 2019. Les émissions nettes d'actions cotées ont continué de diminuer au premier trimestre 2019, ce qui reflète une série de flux mensuels nets négatifs qui a débuté en novembre 2018.

## Graphique 26

### Émissions nettes de titres de créance et d'actions cotées par les SNF de la zone euro

(flux annuels en milliards d'euros)



Source : BCE.

Notes : Chiffres mensuels fondés sur une période glissante de 12 mois. La dernière observation se rapporte à mars 2019.

**En avril 2019, le coût de financement des SNF a encore diminué par rapport à son niveau de fin 2018 pour atteindre un minimum historique.** En avril, le coût nominal total du financement externe des SNF, qui comprend le crédit bancaire, l'émission de dette sur le marché et le financement par émission d'actions, est ressorti à 4,4 %, soit 7 points de base en dessous de son niveau de mars 2019, ce qui correspond à un nouveau point bas historique. Bien que, selon les estimations, le coût

de financement ait légèrement augmenté en mai, il reste très inférieur au niveau observé mi-2014, lorsque les marchés ont commencé à anticiper l'introduction du programme d'achats de titres du secteur public.

**Selon les résultats de la dernière enquête sur l'accès des entreprises au financement, les PME de la zone euro ont continué de signaler leur soutien à des conditions de financement accommodantes tout en faisant part de préoccupations relatives aux évolutions passées de leur environnement des affaires.** Un pourcentage moins élevé de PME ont fait état d'améliorations de l'accès aux sources externes de financement, en dépit de la propension des banques à accorder des crédits. En outre, une part croissante de PME dans la plupart des pays de la zone euro ont perçu les perspectives macroéconomiques comme un obstacle à la disponibilité du financement externe. Toutefois, comme lors de la précédente enquête, elles continuent de considérer l'accès au financement comme le moindre de leurs problèmes, même si d'importantes disparités subsistent d'un pays à l'autre. Le pourcentage de PME en difficulté dans la zone euro est resté globalement inchangé, à 3 % environ, loin de son pic historique de plus de 14 % enregistré au second semestre 2012. Dans l'ensemble, un pourcentage moindre mais toujours important de PME ont fait état d'une hausse de leur chiffre d'affaires dans un contexte de bénéfices inchangés. La concurrence, les difficultés à trouver des clients ainsi que l'augmentation des coûts de main-d'œuvre et des autres coûts (matériaux, énergie et charges d'intérêt) sont autant d'éléments qui ont pu peser sur les bénéfices.

*L'orientation budgétaire de la zone euro devrait demeurer légèrement expansionniste et, partant, soutenir l'activité économique. Parallèlement, les pays accusant un endettement public élevé doivent continuer de reconstituer des réserves budgétaires. Tous les pays devraient fournir des efforts supplémentaires afin de parvenir à une composition des finances publiques qui soit plus propice à la croissance. De même, la mise en œuvre transparente et cohérente à la fois dans le temps et entre les États membres du cadre de gouvernance budgétaire et économique de l'Union européenne demeure essentielle pour renforcer la résistance de l'économie de la zone euro.*

**Après avoir enregistré une amélioration l'an dernier, le déficit budgétaire des administrations publiques de la zone euro devrait se dégrader en 2019, puis rester globalement stable les deux années suivantes**<sup>4</sup>. Le ratio de déficit de l'ensemble des administrations publiques de la zone euro s'est établi à 0,5 % du PIB en 2018, contre 1 % du PIB en 2017. L'embellie notée en 2018 a principalement résulté de conditions conjoncturelles favorables couplées à un allègement des paiements d'intérêts. L'amélioration devrait s'inverser cette année en raison d'un net recul du solde primaire corrigé du cycle. Le déficit accru persisterait également au cours des deux prochaines années (cf. graphique 27).

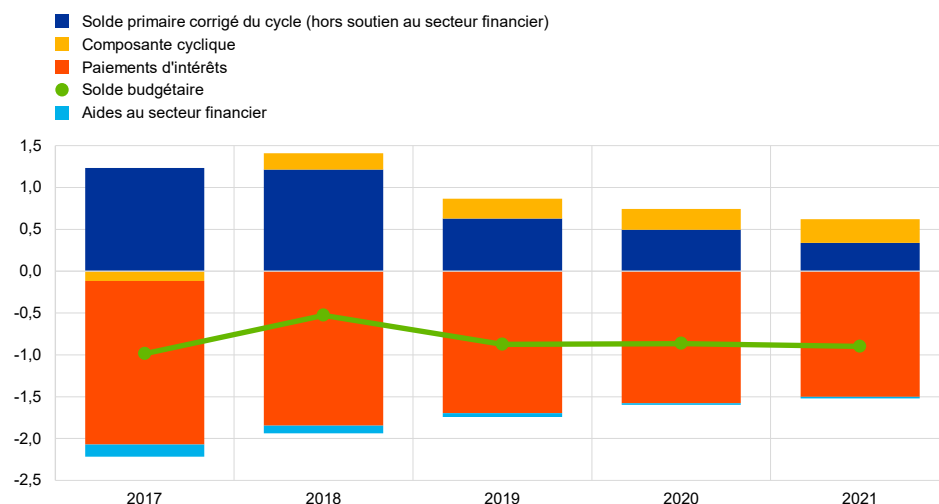
**Les perspectives relatives au ratio de déficit des administrations publiques de la zone euro ont affiché une amélioration marginale sur l'ensemble de l'horizon de projection par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2019 établies par les services de la BCE.** Le resserrement du déficit reflète principalement une détérioration moins marquée du solde primaire corrigé du cycle.

<sup>4</sup> Cf. les « [Projections macroéconomiques pour la zone euro établies par les services de l'Eurosystème, juin 2019](#) », publiées sur le site internet de la BCE le 6 juin 2019.

## Graphique 27

### Le solde budgétaire et ses composantes

(en pourcentage du PIB)



Sources : BCE et projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème.

Notes : Les données se réfèrent au secteur agrégé des administrations publiques de la zone euro.

#### L'orientation budgétaire globale de la zone euro aurait été généralement neutre en 2018 mais elle prendrait un tour légèrement expansionniste à partir de 2019 <sup>5</sup>.

Ce profil s'explique principalement par des réductions tant de la fiscalité directe que des contributions à la sécurité sociale en Allemagne et en France, mais il est également attribuable à une croissance relativement dynamique des dépenses dans plusieurs autres pays.

#### La baisse du ratio dette/PIB du secteur agrégé des administrations publiques devrait se poursuivre à une cadence plus lente.

Selon les projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème, le ratio dette/PIB du secteur agrégé des administrations publiques de la zone euro reviendrait de 85,1 % du PIB en 2018 <sup>6</sup> à 80,6 % du PIB en 2021. La réduction prévue du ratio d'endettement des administrations publiques est soutenue à la fois par un écart négatif entre les taux d'intérêt et les taux de croissance <sup>7</sup> et par la persistance d'excédents primaires (cf. graphique 28), même si des ajustements dette-déficit devraient neutraliser une partie de ces effets. Au cours de la période de projection, le ratio d'endettement devrait reculer ou n'afficher qu'une lente progression dans l'ensemble des pays de la zone euro, mais il continuera de dépasser largement la valeur de référence de 60 % du PIB dans plusieurs pays. Par rapport aux projections de mars 2019, le repli du ratio dette/PIB agrégé de la zone euro devrait être

<sup>5</sup> L'orientation budgétaire reflète la direction et l'ampleur de la relance des politiques budgétaires sur l'économie au-delà de la réaction automatique des finances publiques au cycle conjoncturel. Elle est mesurée ici comme la variation du ratio du solde primaire corrigé du cycle, abstraction faite du soutien des pouvoirs publics au secteur financier. Pour plus de détails concernant le concept d'orientation budgétaire de la zone euro, cf. l'article intitulé « L'orientation budgétaire de la zone euro », *Bulletin économique*, n° 4, BCE, 2016.

<sup>6</sup> Comme les projections tiennent généralement compte des révisions de données les plus récentes, il se peut qu'il y ait des écarts par rapport aux dernières données validées par Eurostat.

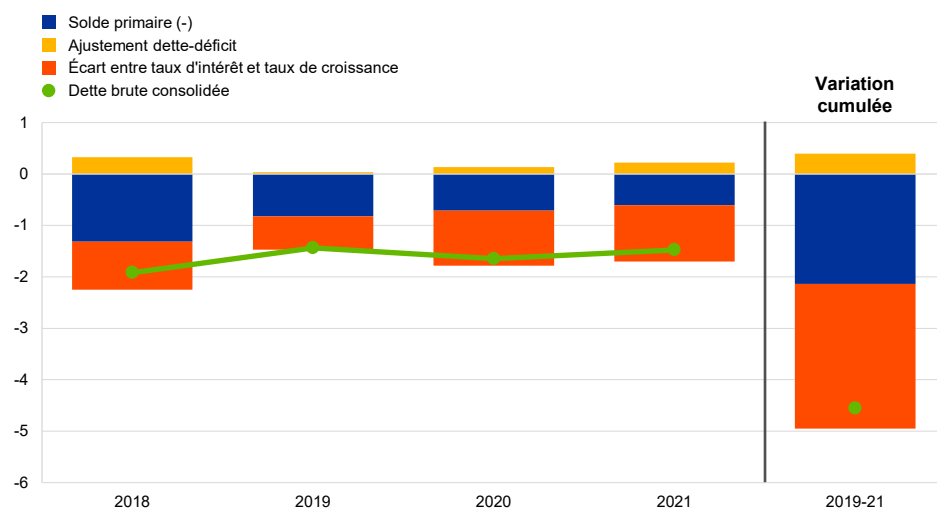
<sup>7</sup> Pour de plus amples informations, cf. l'encadré intitulé « Le différentiel entre les taux d'intérêt et de croissance et la dynamique de la dette publique », *Bulletin économique*, n° 2, BCE, 2019.

légèrement plus prononcé sur l'ensemble de l'horizon de projection, le ratio estimé pour 2021 ayant été revu à la baisse de 0,5 point de pourcentage. Cette situation s'explique principalement par une légère hausse des projections relatives à l'excédent primaire ainsi qu'à de faibles révisions à la baisse de l'ajustement dette-déficit.

## Graphique 28

### Facteurs déterminants de la variation de la dette publique

(en points de pourcentage du PIB)



Sources : BCE et projections macroéconomiques de juin 2019 établies par les services de l'Eurosystème.

Note : Les données se réfèrent au secteur agrégé des administrations publiques de la zone euro.

### Les pays doivent s'assurer que leurs politiques budgétaires respectent pleinement les dispositions du Pacte de stabilité et de croissance.

Les pays affichant un endettement public élevé doivent tout particulièrement imprimer une trajectoire baissière à leur ratio d'endettement. Dans le même temps, tous les pays devraient fournir des efforts supplémentaires afin de parvenir à une composition des finances publiques qui soit plus propice à la croissance.



# Encadrés

## 1 Diminution en 2018 des sorties nettes au titre du compte financier de la zone euro : recul des investissements directs étrangers et ralentissement des investissements de portefeuille

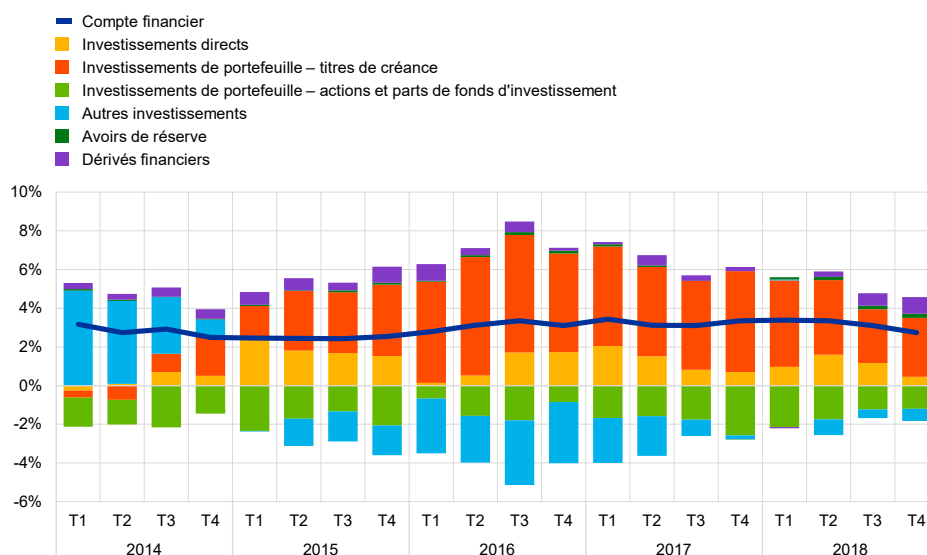
Michael Fidora et Martin Schmitz

**En 2018, le compte financier de la balance des paiements de la zone euro a enregistré des sorties nettes à hauteur de 2,7 % du PIB de la zone (cf. graphique A).** La diminution des sorties nettes au titre du compte financier, qui s'élevaient à 3,4 % du PIB en 2017, est cohérente avec la baisse de l'excédent du compte des transactions courantes de la zone euro enregistrée en 2018 et reflète en partie la réduction progressive des achats nets réalisés dans le cadre du programme d'achats d'actifs (APP) de l'Eurosystème. Les sorties nettes ont continué de résulter des investissements de portefeuille en titres de créance ainsi que – dans une moindre mesure – des dérivés financiers, des investissements directs étrangers (IDE) et des avoirs de réserve. Dans le même temps, la zone euro a enregistré des entrées nettes au titre des investissements de portefeuille en actions et des autres investissements (qui recouvrent dans une large mesure le numéraire, les prêts et les dépôts).

### Graphique A

#### Principales rubriques du compte financier de la zone euro

(sommes mobiles sur quatre trimestres, en pourcentage du PIB)



Sources : BCE et Eurostat.

Notes : Un chiffre positif (négatif) indique des sorties (entrées) nettes de (dans) la zone euro. La dernière observation se rapporte au quatrième trimestre 2018.

**La diminution du solde du compte financier a coïncidé avec une baisse généralisée des flux financiers transfrontières en 2018 (cf. graphique B).**

À l'actif, les achats nets par les résidents de la zone euro de titres de créance émis hors zone euro et relevant des investissements de portefeuille ont diminué de plus de moitié en 2018, revenant à 1,4 % du PIB après 4,1 % du PIB en 2017 ; les achats nets d'actions émises hors zone euro et relevant des investissements de portefeuille sont également ressortis en baisse, à 0,2 % du PIB, après 1,8 % du PIB en 2017. La variation la plus forte a été enregistrée par les IDE, en raison des désinvestissements nets de 1,9 % du PIB auxquels les résidents de la zone euro ont procédé en dehors de la zone (par rapport à des investissements nets de 3,9 % du PIB en 2017). Une évolution analogue a également été observée au passif, les non-résidents réalisant des désinvestissements nets de 2,4 % du PIB de la zone euro (après des investissements nets de 3,2 % du PIB l'année précédente). En outre, les investisseurs hors zone euro ont légèrement accru leurs cessions nettes de titres de créance de la zone relevant des investissements de portefeuille, les portant à 1,6 % du PIB, tandis que leurs achats nets d'actions de la zone euro relevant des investissements de portefeuille ont diminué pour revenir à 1,4 % du PIB, après 4,3 % du PIB en 2017 <sup>8</sup>. Le recul en 2018 des investissements de portefeuille de la zone euro et des transactions au titre des IDE est globalement conforme aux évolutions observées dans les autres économies avancées <sup>9</sup>.

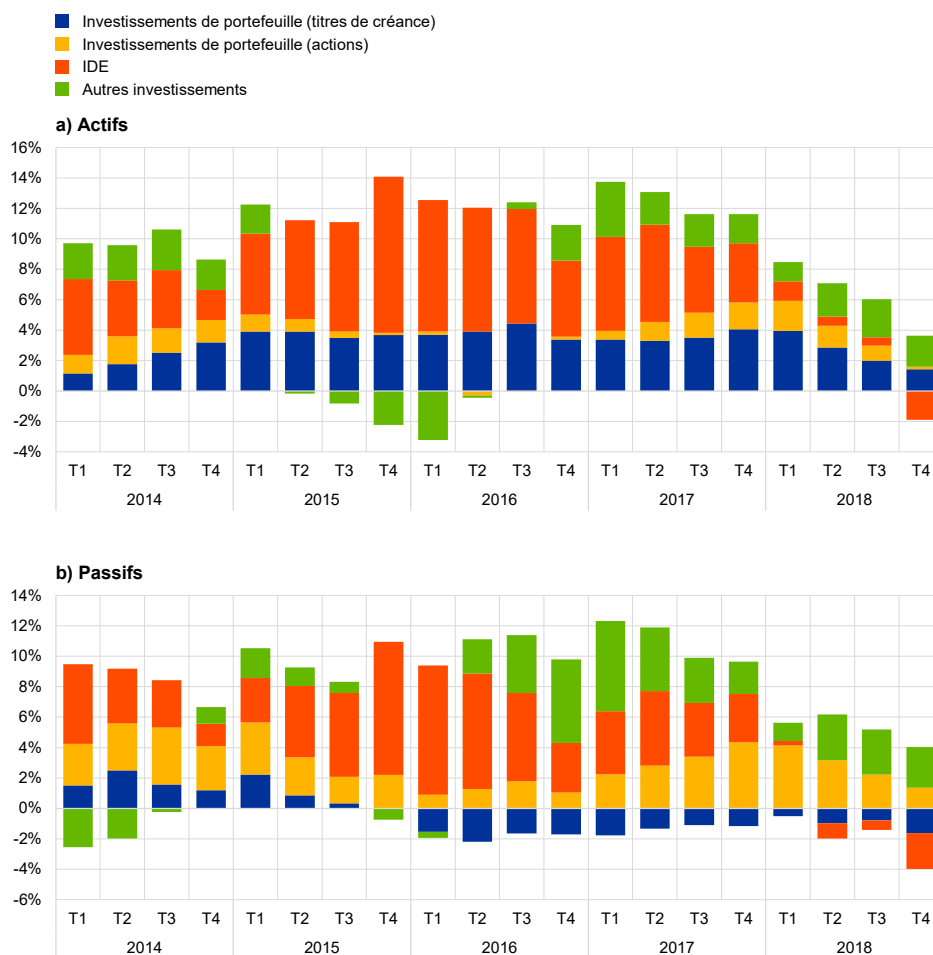
<sup>8</sup> Les « autres investissements » ont été relativement stables, les flux sur actifs et sur passifs augmentant pour s'inscrire à, respectivement, 2,0 % et 2,7 % du PIB (après 1,9 % et 2,1 % du PIB en 2017).

<sup>9</sup> D'après les séries de données établies par McQuade (P.) et Schmitz (M.), « *America First? A US-centric view of global capital flows* », *Working Paper Series*, n° 2238, BCE, février 2019.

## Graphique B

### Sélection de rubriques du compte financier de la zone euro

(sommes mobiles sur quatre trimestres, en pourcentage du PIB)



Sources : BCE et Eurostat.

Notes : À l'actif, un chiffre positif (négalif) indique des acquisitions (cessions) nettes d'instruments hors zone euro par les investisseurs de la zone euro. Au passif, un chiffre positif (négalif) indique des acquisitions (cessions) nettes d'instruments de la zone euro par les investisseurs hors zone euro. La dernière observation se rapporte au quatrième trimestre 2018.

**Les investissements de portefeuille en actifs hors zone euro, notamment les titres de créance, ont continué de refléter l'impact du programme d'achats d'actifs de l'Eurosystème en 2018**<sup>10</sup>. Depuis l'introduction de l'APP étendu au premier trimestre 2015, les résidents de la zone euro ont réalisé de façon constante des achats nets de titres de créance à long terme étrangers en raison des différentiels de taux d'intérêt négatifs vis-à-vis d'autres économies avancées (cf. graphique B). En particulier, ils ont rééquilibré leurs portefeuilles au profit d'obligations souveraines émises par d'autres économies avancées, notamment les bons du Trésor américain, qui sont les plus proches substituts des titres éligibles dans le cadre du programme d'achats de titres du secteur public. Dans le même temps, les résidents de la zone

<sup>10</sup> Entre le 9 mars 2015 et le 19 décembre 2018, l'Eurosystème a effectué des achats nets de titres du secteur public dans le cadre du programme d'achats de titres du secteur public, qui fait partie de l'APP étendu. Pour plus d'informations, cf. le [site internet de la BCE](#).

euro sont également demeurés acquéreurs nets d'actions étrangères <sup>11</sup>. En 2018, les investisseurs de la zone euro ont également poursuivi leurs achats nets de titres de créance américains, tandis que les acquisitions nettes de titres de créance émis par les résidents du Japon et du Royaume-Uni ont largement cessé, contribuant ainsi à un recul global des achats nets de titres de créance hors zone euro. Comme les années précédentes, les sociétés financières autres que les institutions financières monétaires (IFM) – qui recouvrent les fonds d'investissement et les fonds de pension, ainsi que les sociétés d'assurance – ont représenté la majorité des achats nets par la zone euro de titres de créance étrangers en 2018, suivies des IFM hors Eurosysteme (cf. graphique C).

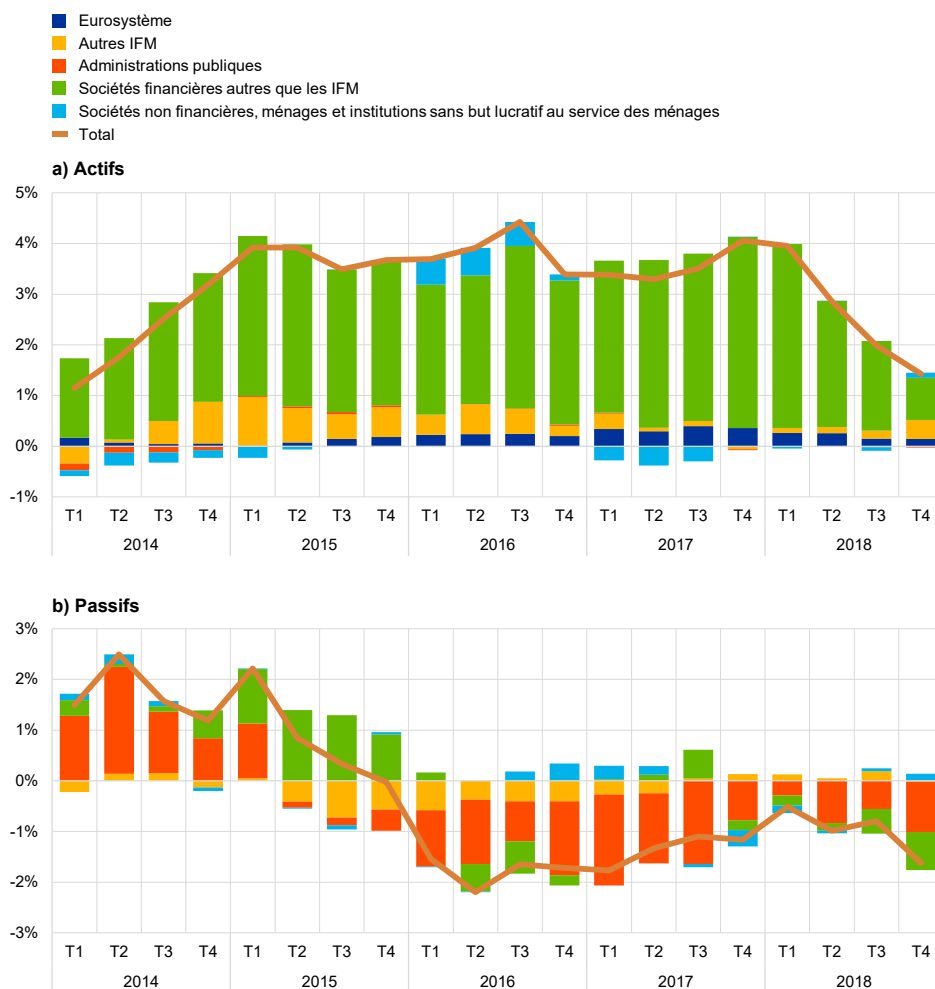
---

<sup>11</sup> Cf. Cœuré (B.) « [The international dimension of the ECB's asset purchase programme](#) », discours prononcé à l'occasion de la réunion du Foreign Exchange Contact Group, 11 juillet 2017, et Bergant (K.), Fidora (M.) et Schmitz (M.), « [International capital flows at the security level – evidence from the ECB's asset purchase programme](#) », *ECMI Working Papers*, n° 7, Centre for European Policy Studies, 2018.

## Graphique C

### Transactions sur titres de créance relevant des investissements de portefeuille de la zone euro par grands secteurs institutionnels

(sommées mobiles sur quatre trimestres, en pourcentage du PIB)



Sources : BCE et Eurostat.

Notes : À l'actif, un chiffre positif (négatif) indique des acquisitions (cessions) nettes d'instruments hors zone euro par les investisseurs de la zone euro. Au passif, un chiffre positif (négatif) indique des acquisitions (cessions) nettes d'instruments de la zone euro par les investisseurs hors zone euro. La dernière observation se rapporte au quatrième trimestre 2018.

**S'agissant des investissements de portefeuille dans la zone euro, la persistance de cessions nettes de titres de créance des administrations publiques de la zone par les non-résidents a été une autre caractéristique majeure des flux financiers dans la zone euro depuis l'introduction de l'APP.**

Cela résulte essentiellement du rôle important des non-résidents comme contreparties de l'Eurosystème dans la mise en œuvre de l'APP<sup>12</sup>. Ainsi, les cessions nettes par les investisseurs non résidents d'emprunts publics de la zone euro ont été particulièrement élevées au cours des quatre trimestres s'achevant au premier trimestre 2017 (cf. graphique C), c'est-à-dire la période durant laquelle le montant moyen des achats nets mensuels d'actifs par l'Eurosystème était le plus élevé (80 milliards d'euros). Par la suite, les cessions nettes par les non-résidents de

<sup>12</sup> Cf. l'encadré intitulé « Quels sont les secteurs qui ont vendu les titres du secteur public acquis par l'Eurosystème ? », *Bulletin économique*, n° 4, BCE, 2017.

titres de créance des administrations publiques de la zone euro ont progressivement diminué. Cette baisse a très probablement été liée à la réduction graduelle du rythme des achats nets de l'Eurosystème jusqu'à fin 2018 <sup>13</sup>. Les investisseurs hors zone euro ont également été vendeurs nets de titres de créance de la zone euro émis par les sociétés financières autres que les IFM en 2018, alors qu'ils sont devenus acquéreurs nets de titres de créance émis par les IFM hors Eurosystème (cf. graphique C).

**Le recul des IDE en 2018 a reflété principalement les transactions vis-à-vis des États-Unis, en partie en liaison avec la réforme fiscale dans ce pays**

(cf. graphique D). Le désinvestissement net par les résidents américains au titre des IDE dans la zone euro a représenté 2,3 % du PIB de la zone en 2018 et a été particulièrement prononcé au premier semestre 2018. Cette évolution est attribuable, au moins en partie, à l'impact de la loi sur les réductions d'impôts et les emplois (*Tax Cuts and Jobs Act*) votée par le gouvernement fédéral américain en décembre 2017, qui a incité les sociétés mères d'entreprises multinationales implantées aux États-Unis à rapatrier leurs revenus cumulés acquis à l'étranger <sup>14</sup>. En outre, les résidents des centres financiers extraterritoriaux ont réalisé des désinvestissements nets en IDE dans la zone euro à hauteur de 1,2 % du PIB de la zone, sans doute aussi en raison de l'impact de la réforme fiscale aux États-Unis via des entités intermédiaires résidentes de ces juridictions. Par ailleurs, cela peut refléter également des modifications des politiques fiscales internationales destinées à mettre fin aux pratiques de transfert des bénéfices des entreprises multinationales. En revanche, les investissements nets les plus importants au titre des IDE dans la zone euro (0,5 % du PIB de la zone) ont été réalisés par les résidents de Suisse en 2018. S'agissant des IDE de la zone euro à l'étranger, les désinvestissements par les résidents de la zone ont concerné essentiellement les États-Unis (1,5 % du PIB de la zone euro) et les centres financiers extraterritoriaux (1,1 % du PIB de la zone). La réforme fiscale américaine évoquée précédemment a probablement aussi joué un rôle, dans la mesure où les entreprises multinationales exécutent fréquemment leurs transactions financières internes via des entités *ad hoc*, dont certaines sont résidentes de la zone euro <sup>15</sup>. En outre, pour la première fois depuis 2008, les résidents de la zone euro ont procédé à des désinvestissements en IDE au Royaume-Uni (1,1 % du PIB) en 2018.

<sup>13</sup> Cf. Cœuré (B.), « *The international dimension of the ECB's asset purchase programme: an update* », discours prononcé à l'occasion de la conférence intitulée « *Exiting Unconventional Monetary Policies* », organisée par le Euro 50 Group, le CF40 forum et CIGI, Paris, 26 octobre 2018.

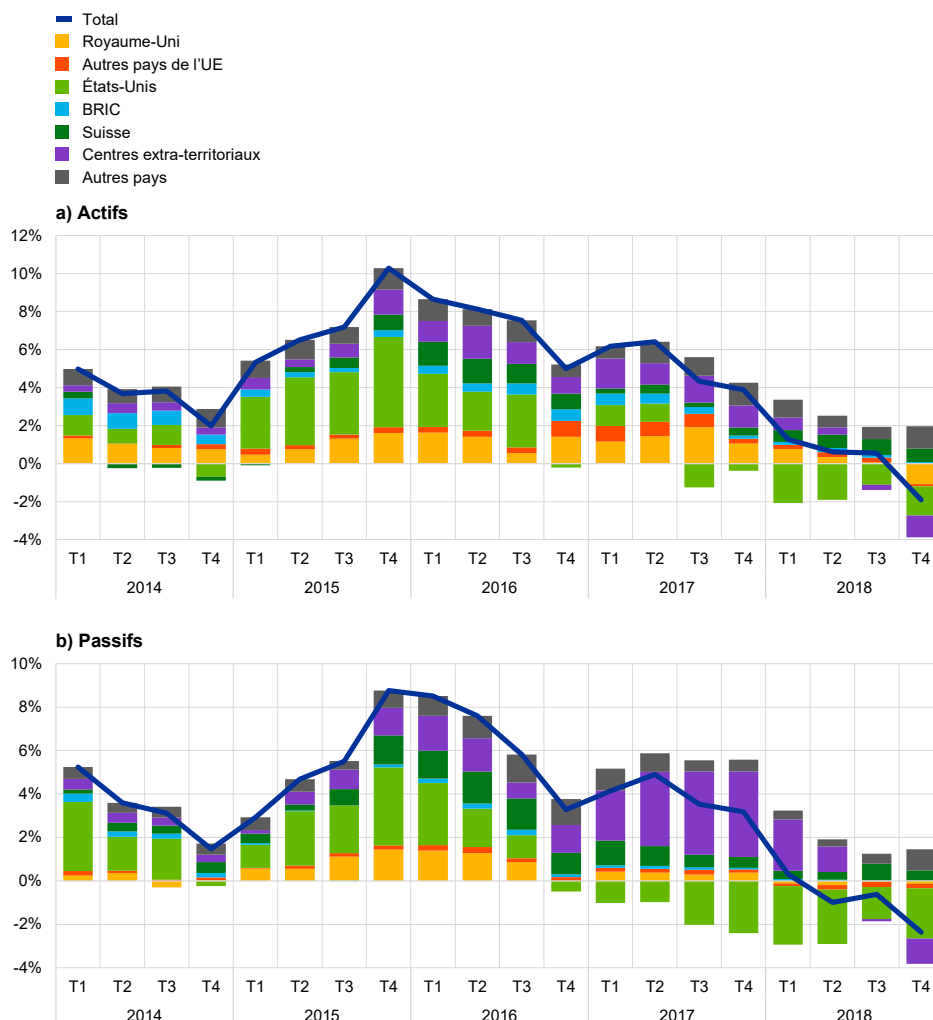
<sup>14</sup> Cf. « *FDI in Figures* », OCDE, avril 2019, et Emter (L.), Kennedy (B.) et McQuade (P.), « *US profit repatriations and Ireland's Balance of Payments statistics* », *Quarterly Bulletin*, Central Bank of Ireland, avril 2019.

<sup>15</sup> « *FDI in Figures* », OCDE, avril 2019.

## Graphique D

### Transactions au titre des investissements directs étrangers de la zone euro par contrepartie géographique

(sommes mobiles sur quatre trimestres, en pourcentage du PIB)



Sources : BCE et Eurostat.

Notes : À l'actif, un chiffre positif (négalif) indique des acquisitions (cessions) nettes d'instruments hors zone euro par les investisseurs de la zone euro. Au passif, un chiffre positif (négalif) indique des acquisitions (cessions) nettes d'instruments de la zone euro par les investisseurs hors zone euro. Les « autres pays de l'UE » recouvrent les États membres de l'UE et les institutions de l'UE ne faisant pas partie de la zone euro, à l'exclusion du Royaume-Uni. Les « BRIC » sont le Brésil, la Russie, l'Inde et la Chine. Les « autres pays » recouvrent tous les pays et groupes de pays non représentés dans le tableau ainsi que les positions non allouées. La dernière observation se rapporte au quatrième trimestre 2018.

## Conditions de la liquidité et opérations de politique monétaire du 30 janvier au 16 avril 2019

Iwona Durka et Annette Kamps

**Le présent encadré décrit les opérations de politique monétaire de la BCE durant les première et deuxième périodes de constitution de réserves de 2019, qui se sont déroulées du 30 janvier au 12 mars 2019 et du 13 mars au 16 avril 2019, respectivement.** Tout au long de ces périodes, les taux des opérations principales de refinancement, de la facilité de prêt marginal et de la facilité de dépôt sont demeurés inchangés à 0,00 %, 0,25 % et – 0,40 %, respectivement. Parallèlement, l'Eurosystème a poursuivi sa phase de réinvestissement dans le cadre de son programme d'achats d'actifs (APP), réinvestissant les remboursements au titre du principal des titres du secteur public arrivant à échéance, des obligations sécurisées, des titres adossés à des actifs et des titres du secteur des entreprises.

### Besoin de refinancement

**Au cours de la période sous revue, le besoin moyen de refinancement quotidien du système bancaire, qui correspond à la somme du solde des facteurs autonomes et des réserves obligatoires, est ressorti à 1 496,4 milliards d'euros, soit une baisse de 15,1 milliards par rapport à la précédente période sous revue (couvrant les septième et huitième périodes de constitution de 2018).** Cette légère diminution du besoin de refinancement résulte en grande partie de l'évolution du solde des facteurs autonomes, qui a diminué de 16,2 milliards d'euros au cours de la période sous revue pour s'établir à 1 368,3 milliards.

**La baisse du solde des facteurs autonomes résulte d'une hausse des facteurs d'apport de liquidité plus importante que la croissance des facteurs de retrait de la liquidité.** La contribution la plus significative à l'accroissement du solde des facteurs d'apport de liquidité a résulté des actifs nets libellés en euros, qui ont augmenté en moyenne de 43,2 milliards d'euros pour s'établir à 196,6 milliards. Cela signifie que les actifs nets libellés en euros ont presque entièrement inversé la baisse de 46,7 milliards d'euros observée au cours de la période sous revue précédente en raison du profil saisonnier de fin d'année. L'augmentation du niveau des facteurs d'apport de liquidité a également résulté d'une hausse de la valeur des avoirs extérieurs nets qui ont augmenté en moyenne de 32,2 milliards. Parmi les facteurs de retrait de liquidité, les billets en circulation, les dépôts des administrations publiques et les autres facteurs autonomes ont augmenté en moyenne, respectivement, de 2,2 milliards d'euros pour s'inscrire à 1 212,2 milliards, de 27,2 milliards pour s'établir à 263,3 milliards et de 29,9 milliards pour atteindre 760,6 milliards d'euros.



## Tableau A

### Situation de liquidité de l'Eurosystème

#### Engagements – besoin de refinancement

(moyennes, en milliards d'euros)

	Période sous revue actuelle : du 30 janvier au 16 avril 2019						Précédente période sous revue : du 31 octobre 2018 au 29 janvier 2019	
	Première et deuxième périodes de constitution		Première période de constitution : du 30 janvier au 12 mars		Deuxième période de constitution : du 13 mars au 16 avril		Septième et huitième périodes de constitution	
<b>Facteurs autonomes de la liquidité</b>	<b>2 236,1</b>	<b>(+59,3)</b>	<b>2 224,6</b>	<b>(+31,2)</b>	<b>2 249,9</b>	<b>(+25,3)</b>	<b>2 176,8</b>	<b>(+12,0)</b>
Billets en circulation	1 212,2	(+2,2)	1 209,2	(-9,6)	1 215,8	(+6,6)	1 210,0	(+16,8)
Dépôts des administrations publiques	263,3	(+27,2)	257,3	(+26,0)	270,5	(+13,2)	236,1	(-23,3)
Autres facteurs autonomes	760,6	(+29,9)	758,1	(+14,8)	763,6	(+5,5)	730,7	(+18,5)
<b>Comptes courants</b>	<b>1 371,3</b>	<b>(+13,7)</b>	<b>1 364,8</b>	<b>(+32,7)</b>	<b>1 379,0</b>	<b>(+14,2)</b>	<b>1 357,6</b>	<b>(-0,5)</b>
<b>Instruments de politique monétaire</b>	<b>757,6</b>	<b>(-7,3)</b>	<b>765,5</b>	<b>(-1,8)</b>	<b>748,0</b>	<b>(-17,5)</b>	<b>764,9</b>	<b>(-14,8)</b>
Réserves obligatoires <sup>1</sup>	128,1	(+1,1)	127,9	(+0,5)	128,4	(+0,5)	127,1	(+0,4)
Facilité de dépôt	629,4	(-8,4)	637,6	(-2,3)	619,6	(-18,0)	637,8	(-15,2)
Opérations de réglage fin de retrait de liquidité	0,0	(+0,0)	0,0	(+0,0)	0,0	(+0,0)	0,0	(+0,0)

## Actifs – offre de liquidité

(moyennes, en milliards d'euros)

	Période sous revue actuelle : du 30 janvier au 16 avril 2019						Précédente période sous revue : du 31 octobre 2018 au 29 janvier 2019	
	Première et deuxième périodes de constitution		Première période de constitution : du 30 janvier au 12 mars		Deuxième période de constitution : du 13 mars au 16 avril		Septième et huitième périodes de constitution	
Facteurs autonomes de la liquidité	868,1	(+75,4)	852,4	(+71,2)	886,9	(+34,4)	792,7	(-39,2)
Avoirs extérieurs nets	671,4	(+32,2)	665,5	(+9,7)	678,6	(+13,2)	639,2	(+7,4)
Avoirs nets libellés en euros	196,6	(+43,2)	187,0	(+61,5)	208,2	(+21,3)	153,5	(-46,7)
Instruments de politique monétaire	3 369,1	(-10,8)	3 375,0	(-9,7)	3 362,0	(-13,0)	3 379,8	(+35,7)
Opérations d'open market	3 369,0	(-10,7)	3 374,9	(-9,7)	3 361,9	(-13,0)	3 379,7	(+35,7)
Opérations d'appels d'offres	727,7	(-4,9)	729,1	(-2,6)	726,0	(-3,1)	732,5	(-6,6)
Opérations principales de refinancement	5,9	(-1,5)	6,0	(-1,9)	5,7	(-0,3)	7,3	(+2,5)
Opérations de refinancement à plus long terme d'une durée de trois mois	3,9	(-0,7)	4,3	(-0,7)	3,5	(-0,7)	4,7	(+0,1)
Opérations TLTRO II	717,9	(-2,7)	718,8	(-0,0)	716,7	(-2,1)	720,5	(-3,7)
Portefeuilles d'achats fermes de titres	2 641,3	(-5,9)	2 645,8	(-7,1)	2 635,9	(-9,9)	2 647,2	(+42,2)
1er programme d'achats d'obligations sécurisées	4,1	(-0,2)	4,2	(-0,1)	3,9	(-0,3)	4,3	(-0,2)
2e programme d'achats d'obligations sécurisées	3,9	(-0,1)	4,0	(-0,0)	3,8	(-0,2)	4,0	(-0,0)
3e programme d'achats d'obligations sécurisées	262,2	(-0,1)	262,4	(-0,2)	261,9	(-0,5)	262,3	(+3,9)
Programme pour les marchés de titres	65,3	(-7,7)	67,4	(-5,7)	62,8	(-4,7)	73,0	(-1,2)
Programme d'achats de titres adossés à des actifs	26,2	(-1,5)	26,4	(-1,2)	25,9	(-0,5)	27,6	(+0,3)
Programme d'achats de titres du secteur public	2 101,6	(+2,9)	2 103,3	(+0,1)	2 099,7	(-3,6)	2 098,7	(+30,9)
Programme d'achats de titres du secteur des entreprises	178,0	(+0,9)	178,1	(-0,1)	177,9	(-0,2)	177,1	(+8,4)
Facilité de prêt marginal	0,1	(-0,1)	0,1	(-0,0)	0,1	(-0,0)	0,1	(+0,0)

## Autres informations fondées sur la liquidité

(moyennes, en milliards d'euros)

	Période sous revue actuelle : du 30 janvier au 16 avril 2019				Précédente période sous revue : du 31 octobre 2018 au 29 janvier 2019
	Première et deuxième de périodes de constitution	Première période de constitution : du 30 janvier au 12 mars	Deuxième période de constitution : du 13 mars au 16 avril	Septième et huitième périodes de constitution	
Besoin global de refinancement	1 496,4 (-15,1)	1 500,4 (-39,6)	1 491,7 (-8,6)	1 511,5 (+51,8)	
Facteurs autonomes <sup>2</sup>	1 368,3 (-16,2)	1 372,5 (-40,1)	1 363,3 (-9,2)	1 384,5 (+51,4)	
Excédent de liquidité	1 872,5 (+4,3)	1 874,5 (+29,9)	1 870,1 (-4,4)	1 868,2 (-16,1)	

## Évolutions des taux d'intérêt

(moyennes ; pourcentages)

	Période sous revue actuelle : du 30 janvier au 16 avril 2019						Précédente période sous revue : du 31 octobre 2018 au 29 janvier 2019
	Première et deuxième périodes de constitution		Première période de constitution : du 30 janvier au 12 mars		Deuxième période de constitution : du 13 mars au 16 avril		Septième et huitième périodes de constitution
Opérations principales de refinancement	0,00	(+0,00)	0,00	(+0,00)	0,00	(+0,00)	0,00 (+0,00)
Facilité de prêt marginal	0,25	(+0,00)	0,25	(+0,00)	0,25	(+0,00)	0,25 (+0,00)
Facilité de dépôt	-0,40	(+0,00)	-0,40	(+0,00)	-0,40	(+0,00)	-0,40 (+0,00)
Eonia	-0,367	(-0,00)	-0,367	(-0,00)	-0,367	(+0,00)	-0,363 (-0,00)

Source : BCE.

Notes : Tous les chiffres du tableau sont arrondis à la centaine de millions d'euros la plus proche. Les chiffres entre parenthèses indiquent la variation par rapport à la précédente période sous revue ou de constitution.

1) Les « réserves obligatoires » sont une rubrique pour mémoire qui ne figure pas au bilan de l'Eurosystème et ne doit donc pas être prise en compte dans le calcul du total des engagements.

2) La valeur globale des facteurs autonomes inclut également les « éléments en cours de règlement ».

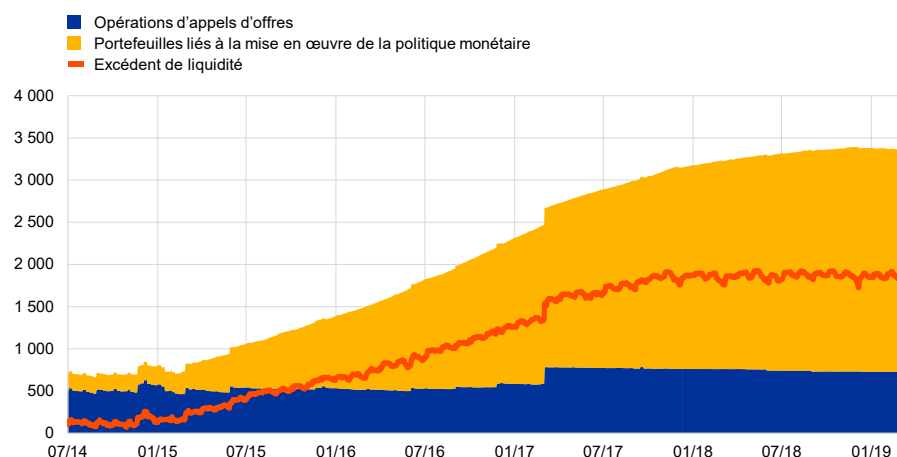
## Fourniture de liquidité par le biais des instruments de politique monétaire

**Le montant moyen de la liquidité fournie par le biais d'opérations d'*open market* (opérations d'appels d'offres et portefeuilles de titres liés à la mise en œuvre de la politique monétaire) a diminué de 10,8 milliards d'euros pour s'établir à 3 369,1 milliards (cf. graphique A).** Cette baisse est imputable à une plus faible demande dans les opérations d'appels d'offres ainsi qu'à une plus faible injection de liquidités provenant des portefeuilles de politique monétaire, en raison notamment des remboursements de titres achetés dans le cadre du Programme pour les marchés de titres.

## Graphique A

### Évolution de la liquidité fournie par les opérations d'*open market* et de l'excédent de liquidité

(montants en milliards d'euros)



Source : BCE.

**Le montant moyen de la liquidité fournie par le biais des opérations d'appels d'offres a légèrement diminué durant la période sous revue, de 4,9 milliards d'euros, pour s'établir à 727,7 milliards.** Cette diminution est essentiellement imputable à une baisse de la liquidité fournie par les opérations de refinancement à plus long terme ciblées (TLTRO) qui ont diminué en moyenne de 2,7 milliards d'euros en raison de remboursements volontaires anticipés. La baisse de la demande s'est également traduite par une baisse de 1,5 milliard d'euros des apports de liquidités par le biais des opérations principales de refinancement qui ont été ramenés à 5,9 milliards d'euros en moyenne, et par une baisse de 0,7 milliard d'euros en moyenne des opérations de refinancement à plus long terme d'une durée de trois mois, à 3,9 milliards d'euros.

**La liquidité fournie par le biais des portefeuilles de titres de l'Eurosystème liés à la mise en œuvre de la politique monétaire a diminué de 5,9 milliards d'euros pour s'établir à 2 641,3 milliards, en moyenne, principalement en raison des remboursements d'obligations détenues dans le cadre du Programme pour les marchés de titres.** Les remboursements d'obligations détenues dans le cadre du programme pour les marchés de titres et des deux programmes précédents d'achats d'obligations sécurisées se sont élevés au total à 8,0 milliards d'euros. S'agissant des portefeuilles de l'APP, depuis le 1er janvier 2019, le programme est en phase de réinvestissement. Bien que les achats nets d'actifs aient pris fin, les réinvestissements des paiements de principal provenant des titres arrivant à échéance achetés dans le cadre de l'APP devraient se poursuivre pendant une période prolongée après la date à laquelle le Conseil des gouverneurs commencera à relever les taux d'intérêt directeurs de la BCE et, en tout cas, aussi longtemps que nécessaire pour maintenir des conditions de liquidité favorables et un degré élevé de soutien monétaire. La phase de réinvestissement respecte le principe de neutralité du marché grâce à une mise en œuvre harmonieuse et flexible. Pour des raisons opérationnelles, l'ampleur globale et la composition de l'APP sont susceptibles d'enregistrer des écarts limités et

temporaires lors de la phase de réinvestissement <sup>16</sup>. La valeur nominale du portefeuille de l'APP est demeurée stable – au cours de la période examinée, elle n'a augmenté que de 2,1 milliards d'euros, s'établissant à 2 567,9 milliards en moyenne.

## Excédent de liquidité

**Suite aux évolutions examinées en détail précédemment, l'excédent de liquidité moyen a légèrement augmenté par rapport à la précédente période sous revue, de 4,3 milliards d'euros, pour s'établir à 1 872,5 milliards (cf. graphique A).**

Cette augmentation reflète une diminution du solde des facteurs autonomes, partiellement compensée par une légère diminution des liquidités fournies par les opérations d'appels d'offres et les portefeuilles de titres de l'Eurosystème. Le portefeuille de l'APP est demeuré stable suite à l'entrée en phase de réinvestissement du programme le 1<sup>er</sup> janvier. S'agissant de la répartition de l'excédent de liquidité entre les comptes courants et la facilité de dépôt, les encours moyens sur les comptes courants ont légèrement augmenté, de 13,7 milliards d'euros, pour s'établir à 1 371,3 milliards, tandis que le recours moyen à la facilité de dépôt a diminué de 8,4 milliards pour s'établir à 629,4 milliards.

## Évolutions des taux d'intérêt

**Les taux sur le marché monétaire des prêts au jour le jour, en blanc et garantis, sont demeurés proches du taux de la facilité de dépôt de la BCE.** Sur le compartiment des opérations en blanc, l'Eonia (taux moyen pondéré au jour le jour de l'euro) s'est établi en moyenne à – 0,367 %, soit légèrement moins qu'au cours de la précédente période sous revue. L'Eonia a fluctué entre un point bas de – 0,372 % observé le 26 février et le 5 mars, et un point haut de – 0,356 % enregistré le 29 mars (la fin du trimestre). Sur le marché des opérations monétaires garanties, l'écart entre les taux moyens des opérations de pension au jour le jour pour le panier de garanties standard et le panier étendu sur le marché general collateral (GC) Pooling <sup>17</sup> s'est légèrement creusé. Par rapport à la période précédente, le taux moyen des opérations de pension au jour le jour pour le panier de garanties standard a diminué de 1 point de base, à – 0,425 %, tandis que celui du panier étendu est resté globalement stable, à – 0,408 %.

<sup>16</sup> Cf. l'article intitulé « [Bilan du programme d'achats d'actifs de l'Eurosystème après l'arrêt des achats nets d'actifs](#) », *Bulletin économique*, n° 2, BCE, 2019.

<sup>17</sup> Le marché GC Pooling permet de négocier les accords de pension sur la plateforme Eurex contre des paniers standardisés de garanties.

## Définitions et caractéristiques des phases de morosité économique dans la zone euro

Mattia Duma, Magnus Forsells et Neale Kennedy

**Après une performance exceptionnellement forte en 2017, la croissance s'est ralentie en 2018, la question se posant de savoir si cette évolution correspond seulement à une « phase de morosité » temporaire ou si elle doit être considérée comme le signe d'une période de faiblesse plus durable.** Le terme « phase de morosité » (*soft patch*) est largement utilisé dans les médias et dans d'autres contextes pour décrire une période temporaire de croissance plus modérée durant une phase d'expansion caractérisée par des taux de croissance tendancielle plus élevés <sup>18</sup>. Toutefois, il y a eu semble-t-il relativement peu d'analyses portant sur ces périodes, notamment concernant la zone euro.

**L'économie de la zone euro a connu cinq pics et creux depuis le début des années 1970** <sup>19</sup>. Le concept de « phase de morosité » n'est pertinent que durant les phases d'expansion, qui correspondent aux périodes entre les creux et les pics. Le graphique A représente les cinq périodes d'expansion dans la zone euro depuis le début des années 1970, telles qu'elles ont été identifiées par le Comité de datation du CEPR pour le cycle des affaires de la zone euro (l'indice associé au creux étant de 100) <sup>20</sup>. Il est important de noter que la dernière phase d'expansion, qui a commencé au premier trimestre 2013, n'est pas encore arrivée à son terme <sup>21</sup>. L'examen de ces phases d'expansion, y compris la phase actuelle, fait clairement ressortir qu'elles diffèrent considérablement en termes de durée et d'intensité. Cela étant, une caractéristique commune aux différentes phases d'expansion est leur volatilité relativement faible. Néanmoins, on observe, au sein même de chacune de ces phases d'expansion, de courtes périodes de ralentissement temporaire de la croissance de la production.

<sup>18</sup> Cf., par exemple, Draghi (M.), « *Monetary policy in the euro area* », discours prononcé lors de la conférence « *The ECB and Its Watchers XX* », Francfort-sur-le-Main, 27 mars 2019.

<sup>19</sup> Données relatives au PIB obtenues à partir de la base de données du modèle à l'échelle de la zone (AWM). Cf. Fagan (G.), Henry (J.) et Mestre (R.), « *An area-wide model (AWM) for the euro area* », *Working Paper Series*, n° 42, BCE, janvier 2001.

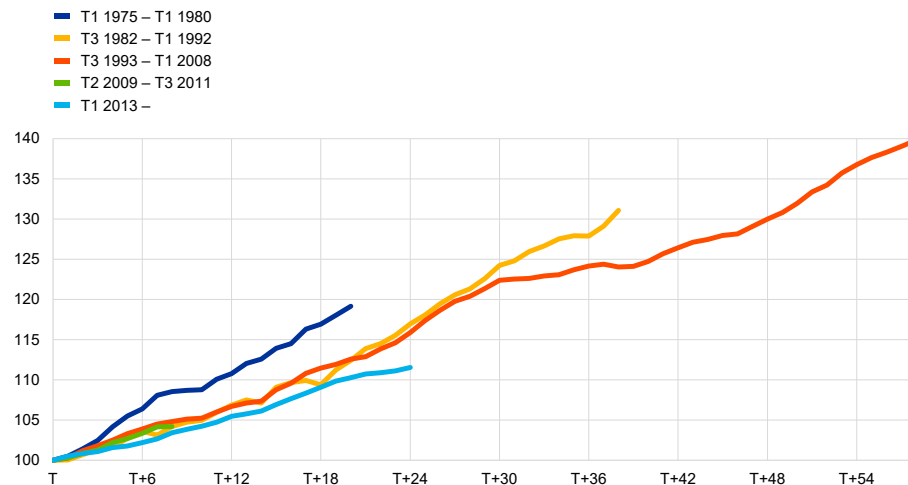
<sup>20</sup> Pour plus d'informations relatives à ce comité, consulter le [site internet](#) du Centre de recherche en politique économique (CEPR).

<sup>21</sup> Cf., par exemple, l'encadré intitulé « *The measurement and prediction of the euro area business cycle* », *Bulletin mensuel*, BCE, mai 2011.

## Graphique A

### Reprises de la zone euro

(Creux = 100)



Sources : Eurostat, base de données du modèle AWM et calculs des services de la BCE.

Notes : Le graphique représente les cinq périodes d'expansion dans la zone euro depuis le début des années 1970 (identifiées par le CEPR). Les lignes commencent par un creux (indice de 100) et se terminent sur un pic. La dernière phase d'expansion, qui a commencé au premier trimestre 2013, n'est pas encore arrivée à son terme.

**Il n'existe pas de définition précise d'une phase de morosité.** Une phase de morosité est généralement considérée comme un ou plusieurs trimestres de ralentissement de la croissance trimestrielle du PIB. Pour les besoins de la présente analyse, il est nécessaire de proposer une définition plus précise. Comme présenté dans le tableau A, quatre autres définitions d'une phase de morosité sont étudiées <sup>22</sup>. On parle de phases de morosité lorsque durant deux ou trois trimestres consécutifs, les taux de croissance du PIB sont inférieurs à ceux observés durant le trimestre qui a précédé ces trimestres (définitions 1 et 2, respectivement) ou, afin d'éviter que l'identification d'une phase de morosité soit déterminée par ce qui pourrait être un taux de croissance exceptionnellement fort sur un trimestre quelconque, lorsque les taux de croissance du PIB durant deux ou trois trimestres consécutifs sont inférieurs à la moyenne des deux trimestres qui ont précédé ces trimestres (définitions 3 et 4, respectivement) <sup>23</sup>.

**Le nombre de phases de morosité varie considérablement selon la définition précise utilisée.** Le tableau A montre le nombre de phases de morosité pour chaque expansion du cycle des affaires de la zone euro en fonction des différentes définitions utilisées. Les chiffres recensés indiquent le nombre de trimestres pour lesquels une phase de morosité est identifiée au sens de la définition correspondante. Cette méthode implique que les phases de morosité plus longues sont comptabilisées comme plusieurs phases de morosité plus courtes consécutives (ce nombre variant en fonction de la définition). Une autre option, qui n'est pas étudiée ici, serait de

<sup>22</sup> Anderson (R. G.) et Liu (Y.), « *On the Road to Recovery, Soft Patches Turn Up Often* », *The Regional Economist*, Federal Reserve Bank of St. Louis, janvier 2012, constitue une exception. Les deux premières définitions d'une phase de morosité sont conformes à cette analyse antérieure.

<sup>23</sup> Une autre approche, non étudiée ici, serait d'envisager le taux de croissance tendancielle durant la phase d'expansion et d'examiner les taux de croissance trimestriels consécutifs inférieurs à cette tendance. Un inconvénient de cette approche tient à l'incertitude entourant l'estimation de la croissance tendancielle, notamment vers la fin de la période d'échantillonnage.

compter les phases de morosité consécutives comme une seule et unique phase de morosité. Ce mode de comptabilisation entraînerait une diminution du nombre de phases de morosité pour l'ensemble des définitions utilisées <sup>24</sup>.

### Tableau A

#### Nombre de phases de morosité en fonction des différentes définitions

(nombre de phases de morosité)

Cycle des affaires dates d'expansion	Définition 1	Définition 2	Définition 3	Définition 4
T2 1970 – T3 1974	7	5	6	6
T1 1975 – T1 1980	5	3	4	2
T3 1982 – T1 1992	12	8	8	3
T3 1993 – T1 2008	20	18	20	16
T2 2009 – T3 2011	2	1	2	0
T1 2013 – T1 2019	7	3	6	3
Données cumulées	53	38	46	29

Sources : Eurostat, CEPR et calculs des services de la BCE.

Note : La première phase d'expansion (T2 1970 – T3 1974) est incomplète en raison de données indisponibles.

**Les épisodes de morosité au cours des phases d'expansion du cycle des affaires sont très courants et ne constituent pas un indicateur avancé fiable des récessions.** Le graphique B illustre ce point en montrant le niveau de la production dans la zone euro au long des phases de morosité (au sens de la définition 3) et des périodes de récession. Ce résultat, qui se vérifie également pour les États-Unis, laisse penser qu'il n'est pas évident de tirer des conclusions solides sur un point de retournement imminent. Si l'analyse identifie ici plusieurs phases de morosité qui ont précédé de peu une récession, de nombreuses phases de morosité sont intervenues sans que l'économie entre en récession l'année suivante <sup>25</sup>.

<sup>24</sup> Afin de rendre l'identification des phases de morosité plus robuste et moins sensible à de légères différences, les calculs sont réalisés sur des données arrondies à un chiffre après la virgule.

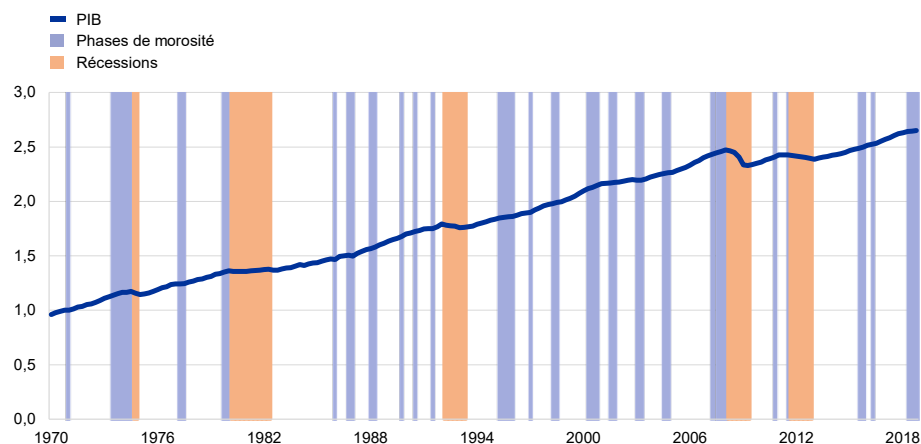
<sup>25</sup> S'agissant de la ventilation du PIB, toutes les composantes de la dépense ont eu tendance par le passé à contribuer aux phases de morosité. Néanmoins, l'investissement et la consommation privée ont été les principaux contributeurs. La bonne tenue de ces deux composantes durant la récente phase de morosité en 2018 a conforté le diagnostic selon lequel cette période correspondait à un ralentissement temporaire.



## Graphique B

### Phases de morosité et récessions depuis 1970

(en milliers de milliards d'euros)



Sources : Eurostat, CEPR et base de données du modèle AWM.

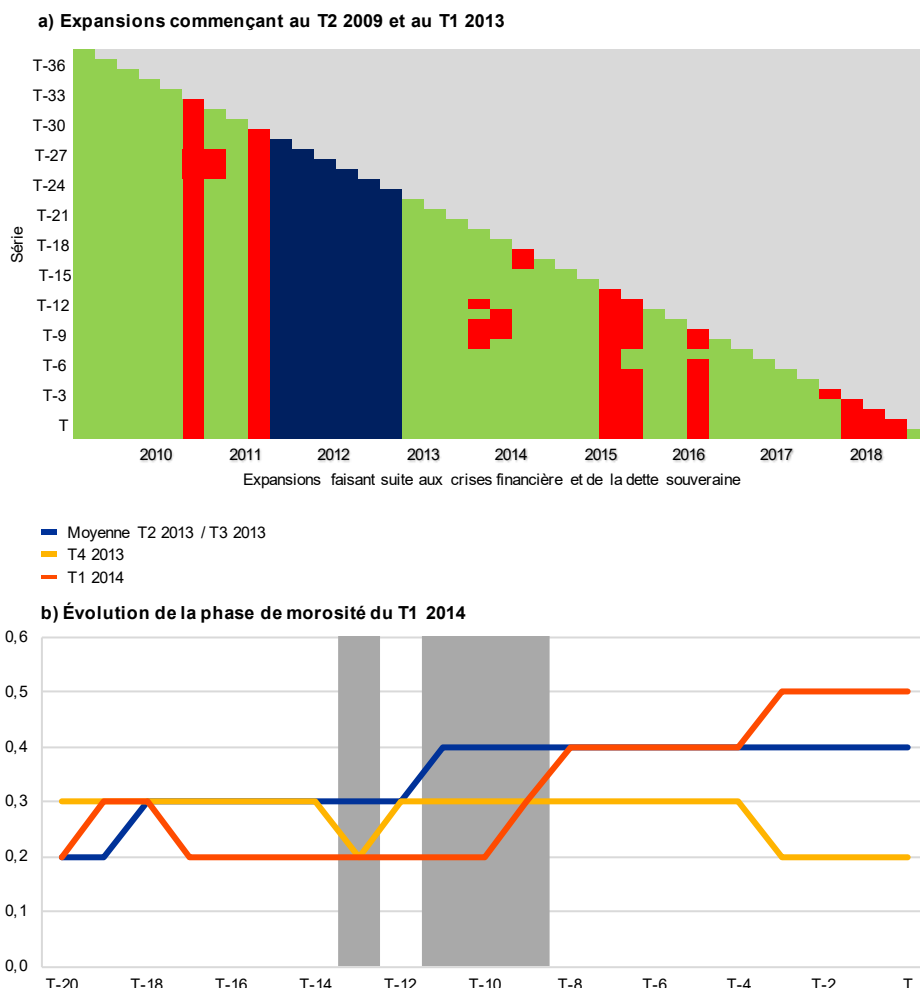
Note : Les zones ombrées indiquent des récessions/phases de morosité.

#### Une réserve importante tient aux révisions de données, qui peuvent changer

**l'identification d'une phase de morosité au fil du temps.** Le graphique C en est l'illustration, la partie supérieure montrant les deux phases d'expansion à partir du deuxième trimestre 2009 et du premier trimestre 2013 pour différentes séries de données publiées (les zones en vert représentent la croissance « normale » lors d'une expansion, les zones en rouge représentent les « phases de morosité » au sens de la définition 3 et la zone en bleu représente la récession faisant suite à la crise de la dette souveraine entre le troisième trimestre 2011 et le premier trimestre 2013). La ligne inférieure (T) représente la dernière publication des comptes nationaux pour le premier trimestre 2019, tandis que les lignes supérieures représentent les séries de données antérieures. La partie inférieure montre l'incidence des révisions de données sur l'analyse d'une phase de morosité intervenant fin 2013/début 2014 (au sens de la définition 3). Lors des premières et des dernières publications de données, aucune phase de morosité n'est identifiée. Toutefois, avec les publications de données relatives au PIB vers la fin de l'année 2015 et, au-delà, avec les publications durant la deuxième moitié de 2016, une phase de morosité a effectivement été identifiée (comme l'illustrent les zones en gris). Cela montre que les révisions figurant dans les publications de données ultérieures sont un facteur qui peut être à l'origine d'une modification de l'analyse en temps réel de la dernière position dans le cycle.

## Graphique C

### Incidence des révisions de données sur les phases de morosité



Sources : Eurostat et projections macroéconomiques établies par les services de la BCE/de l'Eurosystème.

Notes : Dans la partie supérieure, les zones en vert représentent la croissance « normale » lors d'une expansion, les zones en rouge représentent les « phases de morosité » au sens de la définition 3 et la zone en bleu représente la récession faisant suite à la crise de la dette souveraine entre le troisième trimestre 2011 et le premier trimestre 2013. La ligne inférieure (T) représente la dernière publication des comptes nationaux pour le premier trimestre 2019, tandis que les lignes supérieures représentent les séries de données antérieures. La partie inférieure montre l'incidence des révisions de données sur la croissance trimestrielle du PIB pour le premier trimestre 2014, pour le quatrième trimestre 2013 et pour la moyenne des deuxième et troisième trimestres 2013. Les zones en gris représentent les périodes au cours desquelles une phase de morosité a été identifiée. Les taux de croissance du PIB sont arrondis à un chiffre après la virgule.

**Dans l'ensemble, les phases de morosité ne sont pas une indication fiable d'un point de retournement imminent dans le cycle des affaires.** Le ralentissement de la croissance en 2018 en constitue un bon exemple, la croissance s'étant de nouveau redressée au premier trimestre de l'année. Cela est cohérent avec l'observation selon laquelle les phases de morosité sont bien plus courantes que les récessions. Plus généralement, la prudence est de mise lors de l'analyse des phases de morosité et de leur contenu informatif, étant donné que différentes définitions donnent des résultats différents et que les révisions de données peuvent entraîner des modifications importantes de l'évaluation de la position actuelle dans le cycle de l'économie.

Malin Andersson et Benjamin Mosk

**La confiance des agents économiques et les évolutions de l'économie réelle sont intrinsèquement liées** <sup>26</sup>. Les périodes de confiance élevée pourraient, en elles-mêmes, stimuler l'activité, tandis que la confiance actuellement plus faible pourrait renforcer l'ampleur et la persistance du ralentissement économique en cours dans la zone euro. S'agissant des composantes de la dépense du PIB, les investissements des entreprises sont particulièrement affectés par les variations de la confiance et de l'incertitude : en effet, les entreprises ont la possibilité de différer leurs plans d'investissement et d'adopter un comportement attentiste en période d'incertitude élevée <sup>27</sup>. Cet encadré examine les effets potentiels de propagation de la détérioration de la confiance sur l'investissement au cours de la période récente.

**Après une période prolongée d'amélioration du climat économique, la confiance dans la zone euro s'est détériorée depuis fin 2017.** La détérioration du climat économique n'est pas simplement le résultat d'anticipations d'une dégradation des fondamentaux économiques, mais reflète également une incertitude accrue liée à des facteurs géopolitiques, à la menace d'une montée du protectionnisme, au Brexit et à des vulnérabilités sur les marchés émergents, y compris en Chine. La confiance est illustrée, notamment, par des indicateurs comme celui du climat économique (*Economic Sentiment Indicator* – ESI) de la Commission Européenne. L'ESI est un indicateur composite mesurant la confiance dans les secteurs de l'industrie, des services, de la construction et du commerce de détail, ainsi que celle des consommateurs <sup>28</sup>. Depuis fin 2017, l'ESI a nettement diminué dans les grands pays de la zone euro et dans l'ensemble de la zone, même s'il reste supérieur à sa valeur moyenne de long terme de 100 (cf. graphique A). Le déclin de la confiance dans la zone euro est commun à tous les secteurs (cf. graphique B).

<sup>26</sup> Cf., par exemple, l'article intitulé « [Indicateurs de confiance et évolutions économiques](#) », *Bulletin mensuel*, BCE, janvier 2013.

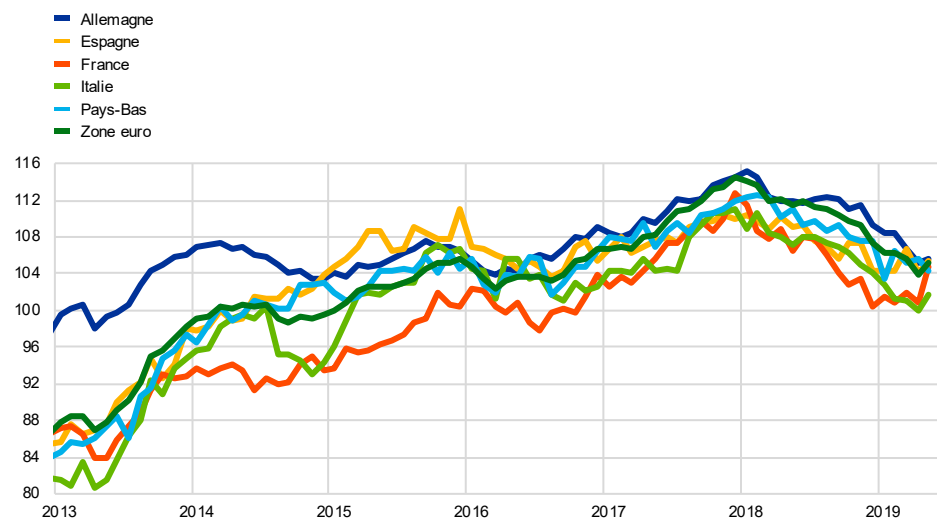
<sup>27</sup> Pour simplifier, la « confiance » économique rend compte des anticipations relatives aux perspectives (premier moment) et l'« incertitude » économique se rapporte à la variance ou à la dispersion de ces anticipations (second moment).

<sup>28</sup> Cet indicateur est construit pour avoir une moyenne de long terme de 100 et un écart type de 10, de telle sorte que des valeurs supérieures à 100 indiquent un climat économique meilleur que la moyenne. Cf. « [The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys – User Guide](#) », Commission européenne, 2016 (mise à jour en janvier 2019).

## Graphique A

### Indicateurs du climat économique pour une sélection de pays

(indice : moyenne de long terme = 100)



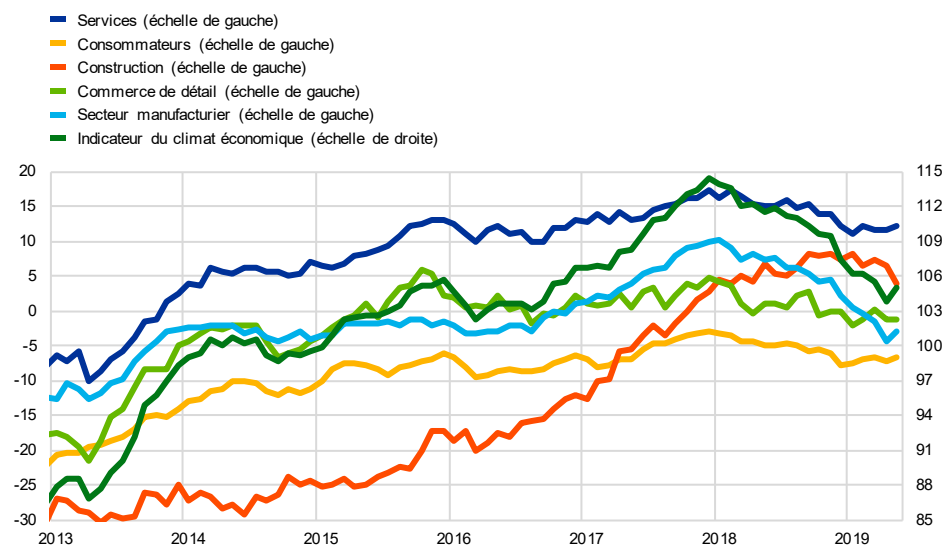
Source : Commission européenne.

Note : La dernière observation se rapporte à mai 2019.

## Graphique B

### Indicateur du climat économique dans la zone euro selon les secteurs

(soldes ; indice : moyenne de long terme = 100)



Source : Commission européenne.

Note : La dernière observation se rapporte à mai 2019.

### La confiance reflète largement la situation économique globale, mais elle peut aussi parfois devenir une source autonome de fluctuations du cycle économique.

Les indicateurs de confiance sont généralement corrélés avec les autres statistiques économiques, puisqu'ils représentent des anticipations relatives aux fondamentaux macroéconomiques sous-jacents. Dans le même temps, ces indicateurs pourraient fournir des informations supplémentaires non apportées par d'autres statistiques, qui peuvent être utilisées pour évaluer les évolutions

macroéconomiques <sup>29</sup>. Par exemple, la confiance peut diminuer au cours d'un ralentissement économique prononcé, mais cela pourrait quand même correspondre à un choc de confiance positif si la situation économique sous-jacente justifie un niveau de confiance encore plus faible. Ces chocs de confiance pourraient jouer un rôle essentiel de soutien au jugement d'experts en complément des projections fondées sur des modèles.

**Les résultats des modèles indiquent que les chocs de confiance ont eu une incidence globalement positive sur la croissance de l'investissement ces deux dernières années et une incidence négative en 2019.** Le nouveau modèle multi-pays (*New Multi-Country Model* – NMCM) <sup>30</sup>, principal modèle de la BCE pour les projections macroéconomiques <sup>31</sup>, n'intègre pas explicitement la confiance, mais il peut être complété par un mécanisme permettant de quantifier l'incidence des chocs de confiance structurels. La confiance est introduite dans le modèle en deux étapes. Premièrement, les chocs de confiance sont identifiés à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel qui comprend les variables de l'équation d'investissement du NMCM <sup>32</sup>. Dans un deuxième temps, ces chocs de confiance sont introduits dans le NMCM. Les résidus du modèle pour l'équation d'investissement, qui rendent compte de la différence entre les résultats du modèle et les résultats économiques constatés, peuvent s'expliquer en partie par les chocs de confiance <sup>33,34</sup>. Sur la base de ces résultats empiriques, le modèle est utilisé pour décomposer la croissance de l'investissement sur longue période en un facteur de confiance et d'autres facteurs, ce qui montre que la croissance de l'investissement a été, dans l'ensemble, influencée significativement et positivement par la confiance en 2017 et 2018 (cf. graphique C). Cette analyse peut être élargie aux prévisions après avoir formulé des hypothèses relatives aux indicateurs de confiance futurs et avoir interprété les données prévisionnelles des services de l'Eurosystème à travers le prisme du NMCM <sup>35</sup>. En supposant que l'ESI de la zone euro reste à son niveau de mai 2019, les simulations du modèle vont dans le sens d'une contribution négative mais modeste de la confiance à la croissance de l'investissement en 2019, contrecarrant en partie l'action des facteurs de soutien à l'expansion dans la zone euro, comme les conditions de

<sup>29</sup> Cf., par exemple, Angeletos (G.M.) *et al.*, « *Quantifying Confidence* », *Econometrica*, vol. 86, n° 5, 2018, p. 1689-1726.

<sup>30</sup> Cf. Dieppe (A.), González-Pandiella (A.) et Willman (A.), « *The ECB's New Multi-Country Model for the euro area: NMCM – Simulated with rational expectations* », *Economic Modelling*, vol. 29, Issue 6, 2012, p. 2597-2614 ; et Dieppe (A.), González-Pandiella (A.), Hall (S.) et Willman (A.), « *Limited information minimal state variable learning in a medium-scale multi-country model* », *Economic Modelling*, vol. 33, 2013, p. 808-825.

<sup>31</sup> Cf. « *A guide to the Eurosystem/ECB staff macroeconomic projection exercises* », BCE, juillet 2016.

<sup>32</sup> Les chocs de confiance sont identifiés à l'aide d'un algorithme de Cholesky, dans lequel l'ESI de la zone euro est le dernier terme de la factorisation de Cholesky. Cela reflète l'hypothèse conceptuelle selon laquelle la confiance réagit quasi immédiatement (dans un délai d'un trimestre) aux variations des autres statistiques économiques, tandis que les *chocs de confiance* n'affectent pas les autres variables au même moment (par exemple le coût d'utilisation du capital).

<sup>33</sup> Une régression linéaire des résidus de l'équation d'investissement du NMCM sur les chocs de confiance structurels retardés donne des coefficients statistiquement significatifs, les mesures statistiques faisant ainsi état d'un pouvoir explicatif significatif pour les chocs de confiance structurels.

<sup>34</sup> En comparaison, les résidus de la consommation privée et de l'emploi présentent un lien beaucoup plus faible avec la confiance. Pour la présente analyse, seule l'équation de l'investissement est complétée pour réagir aux chocs de confiance, et la consommation privée et l'emploi ne sont affectés qu'indirectement par des répercussions.

<sup>35</sup> L'exercice de projections macroéconomiques de juin 2019 est une prévision conjointe de l'Eurosystème. Ces données prévisionnelles sont inversées à l'aide du NMCM pour obtenir une décomposition cohérente avec le modèle de l'investissement en facteur de confiance et autres facteurs.

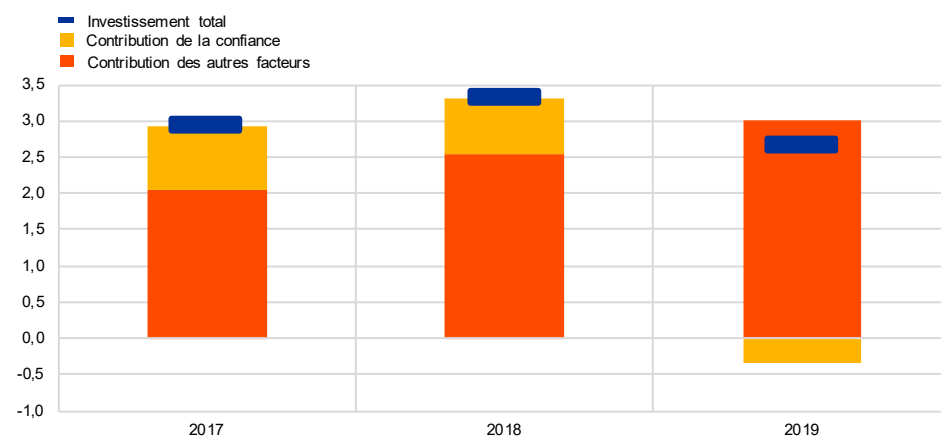
financement favorables, de nouveaux gains en termes d'emplois et la hausse des salaires, ainsi que la poursuite – à un rythme plus modéré toutefois – de l'expansion de l'activité mondiale.

En conclusion, l'exercice quantitatif montre que les chocs de confiance peuvent avoir une incidence importante sur l'investissement.

### Graphique C

#### Croissance de l'investissement total et impact de la confiance

(variations annuelles en pourcentage ; points de pourcentage)



Sources : Eurostat et Projections macroéconomiques de juin 2019 pour la zone euro établies par les services de l'Eurosystème.

Notes : L'analyse de la BCE s'appuie sur le nouveau modèle multi-pays. Les chocs de confiance structurels sont construits à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) qui comprend : (a) l'indicateur du climat économique dans la zone euro (ESI), et (b) les variables qui figurent dans l'équation d'investissement du NMCM. Les données de 2017 et 2018 correspondent à des résultats, tandis que les données de 2019 sont des projections. Dans l'analyse, l'ESI est supposé conserver son niveau de mai 2019 pour le reste de l'année.

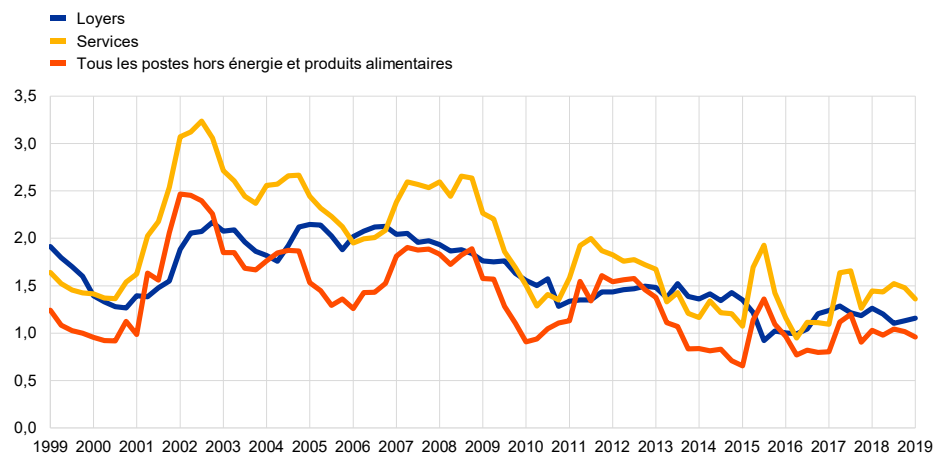
Moreno Roma

**La hausse des loyers a récemment renforcé, plutôt qu'atténué, les évolutions encore relativement atones de l'inflation dans le secteur des services et de l'inflation sous-jacente dans la zone euro.** Après avoir oscillé autour de 1,25 % depuis janvier 2018, la hausse des loyers est globalement restée inférieure au taux d'inflation pour l'ensemble des services (cf. graphique A). Même si cela a été le cas pour la majeure partie de la période qui a précédé la crise <sup>36</sup>, cela apparaît de façon plus frappante aujourd'hui, car la hausse des loyers est généralement considérée comme une composante de l'inflation plus résistante, qui s'établit à un niveau relativement plus élevé dans les périodes où les autres composantes de l'IPCH ont tendance à être faibles. Ces évolutions sont également intéressantes dans le contexte des débats publics sur les fortes hausses de loyers dans de nombreux pays de la zone euro et des augmentations soutenues des prix des logements observées dans la zone euro ces dernières années. Cet encadré met en perspective les évolutions récentes de la hausse des loyers dans la zone euro. Les marchés de l'immobilier résidentiel et de la location étant restés hétérogènes, cet encadré examine également les évolutions dans les différents pays de la zone euro.

### Graphique A

IPCH de la zone euro hors énergie et produits alimentaires, services et loyers

(variations annuelles en pourcentage)



Source : Eurostat.

Notes : Les dernières observations se rapportent au premier trimestre 2019. Les taux d'inflation annuels pour le secteur des services en 2015 sont biaisés à la hausse en raison de l'introduction, depuis janvier 2019, d'une nouvelle méthodologie pour le calcul de l'indice allemand des prix des voyages organisés.

### Dans la période qui a suivi la crise, la hausse des loyers et sa contribution à l'augmentation des prix des services dans la zone euro se sont atténuées.

Les variations annuelles de la composante « loyers » de l'IPCH de la zone euro ont été, en moyenne, de 1,8 % dans la période qui a précédé la crise, mais sont revenues à 1,4 % dans la période qui a suivi la crise (cf. graphique B, partie a). La faiblesse de

<sup>36</sup> Nous utilisons le terme « période qui a précédé la crise » pour faire référence à la période comprise entre janvier 1999 et décembre 2007 et le terme « période qui a suivi la crise » pour faire référence à la période débutant en janvier 2008.

la hausse des loyers s'est inscrite dans un contexte de recul progressif de la contribution des loyers à la composante « services » de l'IPCH. Cette contribution a reculé d'un tiers entre la période qui a précédé la crise et celle qui l'a suivie (cf. graphique B, partie b). Cette tendance a été partagée par tous les grands pays de la zone euro à l'exception de l'Allemagne, où la contribution des loyers à la composante « services » de l'IPCH a augmenté dans la période qui a suivi la crise. Toutefois, les évolutions des épisodes individuels peuvent refléter des facteurs spécifiques à chaque pays. Par exemple, en France, la contribution négative des loyers à la composante « services » de l'IPCH depuis janvier 2018 s'explique par les réductions de loyer appliquées aux logements sociaux en 2018 <sup>37</sup>. En Allemagne, la hausse relativement faible des loyers ces dernières années peut refléter en partie la part plus importante de ménages bailleurs dans l'échantillon statistique depuis 2015, étant donné que les bailleurs privés ont tendance à moins augmenter leurs loyers que, par exemple, les autorités locales, les associations pour le logement ou les entreprises privées <sup>38</sup>.

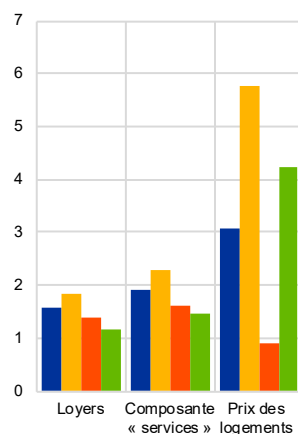
## Graphique B

### Prix des logements, loyers et composante « services » de l'IPCH

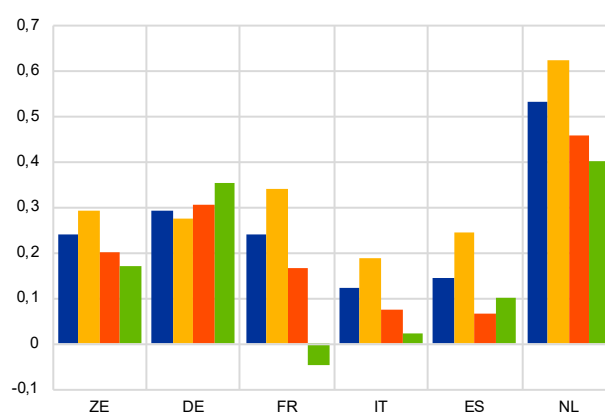
(partie a : variations annuelles en pourcentage ; partie b : points de pourcentage)

- Moyenne depuis 1999
- Moyenne avant la crise (1999-2007)
- Moyenne après la crise (dep. 2008)
- Données récentes (dep. janv. 2018)

a) Prix des logements, loyers et composante « services » de l'IPCH dans la zone euro



b) Contribution des loyers à la composante « services » de l'IPCH par pays



Sources : Eurostat, BCE et calculs de la BCE.

Note : Les dernières observations se rapportent à avril 2019 pour toutes les variables, à l'exception des prix des logements, pour lesquels la dernière observation se rapporte au quatrième trimestre 2018.

<sup>37</sup> Les réductions de loyer pour les logements sociaux sont intervenues en juin 2018 et se sont élevées à 800 millions d'euros. Elles coïncident avec une baisse des allocations logement à destination des locataires. La part des locations à prix réduit ou gratuites s'est établie à 16,4 % en France en 2017, soit au-dessus de la moyenne de la zone euro de 10,3 % (cf. graphique C, partie b).

<sup>38</sup> Pour une analyse, cf. « [Hintergrundpapier zur Revision des Verbraucherpreisindex für Deutschland 2019](#) ».



**Le recul de la contribution des loyers à la composante « services » de l'IPCH résulte principalement du ralentissement de la hausse des loyers.**

La contribution des loyers à la hausse de la composante « services » de l'IPCH est affectée non seulement par le niveau de hausse des loyers, mais aussi par leur poids dans ce poste de l'IPCH, qui varie largement entre les pays de la zone euro (cf. graphique C, partie a). Parmi les cinq plus grands pays de la zone euro, c'est en Allemagne et aux Pays-Bas que le loyer a un poids supérieur à la moyenne de la zone euro, tandis qu'en Espagne et en Italie, il a un poids inférieur. Cette situation reflète notamment la part respective de propriétaires occupants et de locataires (cf. graphique C, partie b), les logements occupés par leurs propriétaires étant exclus de l'IPCH <sup>39</sup>. Au niveau de la zone euro, le poids des loyers dans les services de l'IPCH s'établit à 14,5 % depuis janvier 2018, soit en légère baisse par rapport à la moyenne de 15,1 % enregistrée pour la période débutant en 1999. Cette évolution signifie que les variations dans le temps du poids des loyers de la zone euro dans ce poste de l'IPCH n'ont pas sensiblement affecté la contribution des loyers à la composante « services » de l'IPCH.

---

<sup>39</sup> Pour une analyse, cf. l'encadré intitulé « [Évaluation de l'impact des coûts du logement sur la hausse de l'IPCH](#) », *Bulletin économique*, BCE, n° 8, 2016.

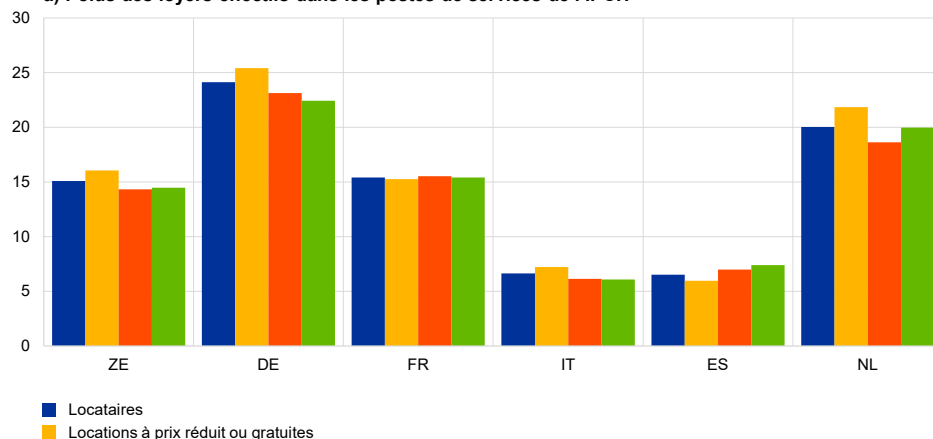
## Graphique C

Poids des loyers effectifs dans les postes de services de l'IPCH et structure des locataires dans les différents pays de la zone euro

(en pourcentages)

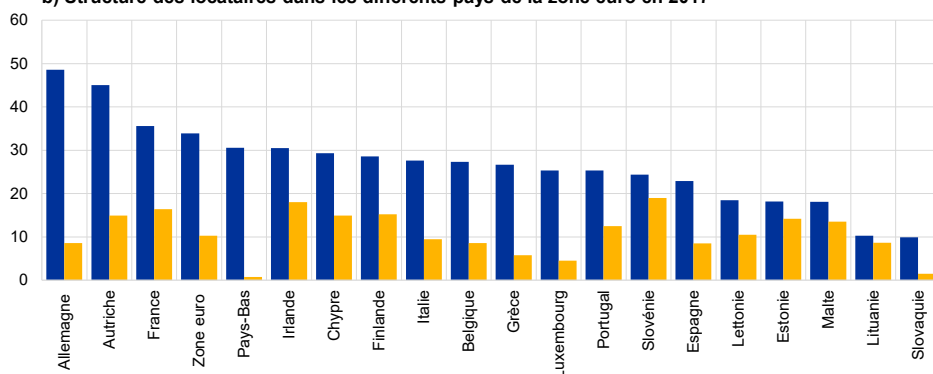
- Moyenne depuis 1999
- Moyenne 1999-2007
- Moyenne depuis 2008
- Données les plus récentes (depuis janvier 2018)

### a) Poids des loyers effectifs dans les postes de services de l'IPCH



- Locataires
- Locations à prix réduit ou gratuites

### b) Structure des locataires dans les différents pays de la zone euro en 2017



Sources : Eurostat, statistiques de l'UE sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC), BCE et calculs de la BCE.

## Les fortes évolutions des prix des logements ne sont pas nécessairement associées à une hausse importante des loyers.

Il existe généralement une corrélation limitée entre les deux indicateurs <sup>40</sup>, et cette observation a également été faite au cours de la période très récente de faible hausse des loyers dans un contexte de hausse des prix des logements dépassant 4 % (cf. graphique B, partie a). Si l'on considère un bien résidentiel comme un actif, la hausse des prix des logements devrait être le résultat, toutes choses égales par ailleurs, d'une augmentation de la valeur actualisée des flux de loyer futurs (perçue comme une approximation des dividendes correspondants). Toutefois, plusieurs facteurs peuvent expliquer une corrélation limitée entre les prix des logements et les loyers, notamment la réglementation des loyers, les mesures budgétaires liées au logement et des modifications des préférences et des conditions de financement. Tous ces facteurs

<sup>40</sup> Pour une analyse, cf. les encadrés intitulés « Les prix des logements dans la zone euro et la composante « loyers » de l'IPCH », *Bulletin mensuel*, BCE, août 2014 et « Hausse récente des prix de l'immobilier résidentiel et accessibilité financière du logement », *Bulletin économique*, n° 1, BCE, 2018.

peuvent affaiblir la corrélation à long terme théorique entre les prix des logements et les loyers.

**Plusieurs facteurs peuvent avoir une incidence sur la formation des loyers, comme les frais d'entretien, les taux hypothécaires et les conditions de la demande.** Premièrement, on peut normalement s'attendre à ce que les coûts supportés par les propriétaires pour l'entretien et la réparation des logements soient répercutés partiellement ou intégralement sur les locataires via une augmentation des loyers. En pratique, dans la plupart des cinq grands pays de la zone euro, la hausse des loyers au cours de la période qui a suivi la crise a été inférieure au taux de l'inflation pour le poste « Entretien et réparation de logement » <sup>41</sup>, ce qui indique une récupération seulement partielle des frais d'entretien par les propriétaires. Deuxièmement, les taux hypothécaires ont également une incidence sur la formation des loyers : si l'achat d'un bien destiné à la location est financé par un prêt hypothécaire, plus les coûts de financement sont élevés, plus le loyer demandé par le propriétaire sera important. À cet égard, la diminution des coûts de financement sur la période qui a suivi la crise et la période très récente explique en partie les évolutions modérées des loyers. Cela étant, le contexte de rendements faibles a rendu un rendement locatif donné comparativement plus intéressant (même dans des cas d'augmentations limitées des loyers) que d'autres placements sur le marché des actions ou des obligations <sup>42</sup>. En outre, la demande de logements devrait, en principe, être aussi un facteur ayant une incidence sur la formation des loyers, notamment dans certaines juridictions ou dans les zones urbaines, où l'offre peut être contrainte. Une hausse de la demande de logements peut permettre aux propriétaires d'augmenter les loyers et d'atténuer une partie des risques liés au fait que le bien peut devenir vacant, si le locataire quitte les lieux après l'augmentation de loyer. Toutefois, plusieurs caractéristiques institutionnelles des marchés de la location peuvent empêcher les loyers de réagir librement aux conditions en matière de coûts et de demande.

**L'indexation peut imposer des limites à l'évolution des loyers.** Une certaine forme d'indexation existe dans de nombreux pays de la zone euro. Parmi les plus importantes, en Espagne les augmentations de loyer sont – au moins sur une première période – généralement limitées à l'évolution de l'indice des prix à la consommation (IPC). En France et en Italie, les augmentations de loyer ne peuvent normalement pas excéder, respectivement, un indice de référence des loyers publié trimestriellement par l'Institut national de la statistique et des études économiques et fondé sur l'IPC hors tabac et hors loyers, et un indice des prix à la consommation des ménages de salariés. Aux Pays-Bas, l'augmentation annuelle maximum des loyers est fondée, entre autres, sur le taux d'inflation et la situation des ménages au regard de leurs revenus. En Allemagne, certains contrats de location sont indexés sur l'IPC allemand, d'autres – contrats de location prévoyant une « progressivité » – fixent les augmentations applicables pendant la durée du contrat, tandis que la majorité des contrats n'incluent pas de clauses explicites de révision des loyers. Dans ce dernier

<sup>41</sup> Le poste « Entretien et réparation de logement » couvre les frais d'entretien courant et menues réparations supportés par les locataires et les propriétaires occupants.

<sup>42</sup> Pour une comparaison des données correspondantes, cf. l'article intitulé « [L'état du marché de l'immobilier résidentiel de la zone euro](#) », *Bulletin économique*, BCE, n° 7, 2018.

cas, le loyer peut être augmenté, par exemple, lorsque le logement est modernisé <sup>43</sup> ou lorsque le loyer est inférieur au loyer moyen pratiqué localement pour des biens comparables. En général, les propriétaires privés évitent le plus souvent d'augmenter le loyer afin de minimiser le risque que le logement reste vacant si le locataire quitte les lieux <sup>44</sup>. En résumé, une certaine forme d'indexation sur le taux d'inflation fixée de manière contractuelle et une faible rotation des contrats de location sont d'importants facteurs empêchant les loyers d'augmenter librement.

**La relative faiblesse de la hausse des loyers dans la zone euro est due principalement à la faible inflation et à une rotation limitée des contrats de location.** Ces facteurs expliquent la contribution plutôt modérée des loyers aux services et à l'inflation sous-jacente de la zone euro, et l'apparente décorrélation entre les évolutions des loyers et des prix des logements. Si ces facteurs perduraient, la hausse des loyers continuerait probablement d'apporter une contribution relativement modérée aux services et à l'inflation sous-jacente.

---

<sup>43</sup> Ces augmentations des loyers nominaux dues à une modernisation du bâtiment peuvent, néanmoins, ne pas apparaître dans les statistiques officielles dans la mesure où l'indice des loyers est corrigé de la qualité.

<sup>44</sup> Par exemple, en Allemagne, les loyers augmentent généralement lorsque les locataires changent, ce qui se produit en moyenne après une durée de location de dix ans environ. Cf. « [Hintergrundpapier zur Revision des Verbraucherpreisindex für Deutschland 2019](#) ».

# Articles

## 1 Le marché du travail de la zone euro à travers le prisme de la courbe de Beveridge

**Agostino Consolo et António Dias da Silva**

Dans le présent article, nous examinons le marché du travail de la zone euro à l'aide du cadre qui sous-tend la courbe de Beveridge, cette dernière représentant la relation négative entre le taux de chômage et le taux de vacance d'emploi. La courbe de Beveridge montre la coexistence, à un instant  $t$ , d'emplois vacants et de personnes au chômage, et sa forme et sa position donnent des informations importantes sur le fonctionnement du marché du travail. Deux concepts clés sont associés à la courbe de Beveridge : les tensions sur le marché du travail et l'efficacité de l'appariement. Les tensions sur le marché du travail correspondent au nombre de postes vacants par personne au chômage et l'efficacité de l'appariement reflète la capacité du marché à mettre en adéquation les individus avec les emplois. Nous analysons l'importance de ces deux concepts pour l'évolution des salaires à l'aide d'une version simple du modèle de recherche et d'appariement, dans laquelle le chômage, les salaires et la vacance d'emploi sont déterminés conjointement et dont la courbe de Beveridge constitue un élément essentiel <sup>45</sup>. Premièrement, nous calculons deux mesures agrégées qui synthétisent les changements intervenus dans la relation vacance d'emploi-chômage : les tensions sur le marché du travail et l'efficacité de l'appariement. Deuxièmement, nous étudions le contenu en information des tensions sur le marché du travail et de l'efficacité de l'appariement afin d'analyser le marché du travail de la zone euro et ses conditions cycliques. Troisièmement, les mesures agrégées des tensions sur le marché du travail et de l'efficacité du marché sont utilisées dans une équation classique de courbe de Phillips afin de mesurer leur impact marginal. Les résultats confortent l'opinion selon laquelle les tensions sur le marché du travail ainsi que l'efficacité du marché contribuent à expliquer les évolutions des salaires. Toutefois, les implications quantitatives pour les salaires ne diffèrent que légèrement de celles issues de l'approche classique par la courbe de Phillips. Dans l'ensemble, l'efficacité du marché du travail apporte une marge qualitative importante dans le fonctionnement du marché du travail, dont les spécifications d'une courbe de Phillips classique ne rendent pas compte.

### 1 Introduction

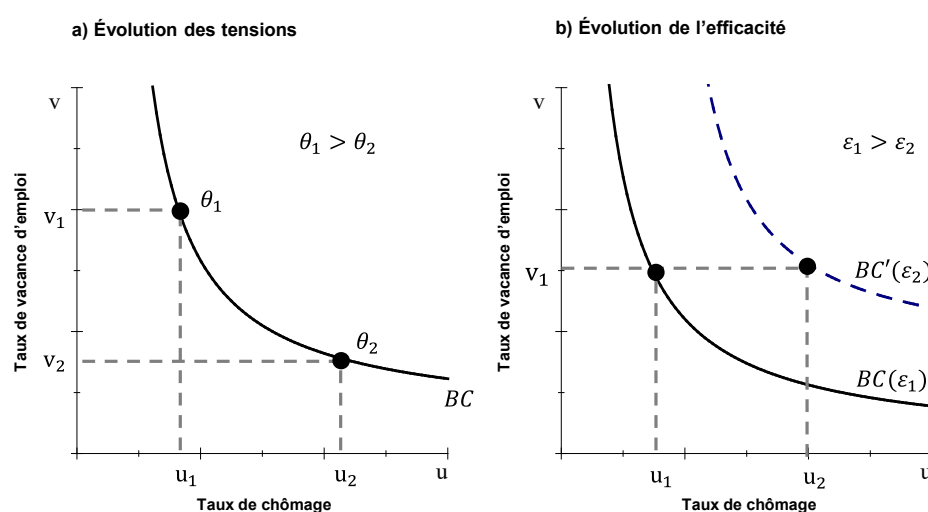
**La courbe de Beveridge représente la relation entre le taux de chômage et le taux de vacance d'emploi.** Intuitivement, une pente négative de la courbe s'explique par le fait que, au fur et à mesure que la vacance d'emploi (les postes vacants) augmente, le nombre de personnes au chômage diminue. La figure 1 illustre les

<sup>45</sup> Une description simple de ce cadre est présentée au chapitre 1 de Pissarides (C. A.), « *Equilibrium unemployment theory* », 2<sup>e</sup> édition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 2000.

principaux concepts associés à la courbe de Beveridge. Les mouvements de la relation vacance d'emploi-chômage sont généralement liés aux tensions sur le marché du travail et à l'efficacité du marché du travail. Les tensions sur le marché du travail,  $\theta$ , se définissent comme le ratio de la vacance d'emploi rapportée au chômage ; elles reflètent les mouvements le long de la courbe. L'efficacité de l'appariement <sup>46</sup>,  $\varepsilon$ , correspond au nombre de personnes qui trouvent un emploi compte tenu d'un certain niveau de ratio vacance d'emploi-chômage. Par conséquent, l'efficacité du marché du travail n'est pas directement observable et doit être estimée (cf. section 3).

**Figure 1**

Courbe de Beveridge – tensions sur le marché du travail et efficacité



Source : Auteurs.

Notes : Cette figure fournit un exemple visuel des mouvements le long de la courbe de Beveridge et de ses déplacements latéraux. L'exemple de la partie droite inclut également une évolution des tensions sur le marché du travail, qui n'est pas décrite ici par souci de simplification.

**Les mouvements le long de la courbe de Beveridge sont habituellement associés à l'évolution des tensions sur le marché du travail, telles que mesurées par le ratio vacance d'emploi-chômage.** Par exemple, durant une

récession économique, le taux de vacance d'emploi diminue car les entreprises offrent moins de postes vacants, ce qui est associé à des taux de chômage plus élevés. Dans la figure 1.a, cela est représenté par un mouvement de  $\theta_1$  à  $\theta_2$  le long de la courbe, qui reflète une diminution des tensions sur le marché du travail. D'après les travaux de Blanchard et Diamond <sup>47</sup>, les mouvements le long de la courbe de Beveridge,  $BC$ , tels que décrits dans la figure 1.a, ont généralement été interprétés comme des fluctuations du cycle conjoncturel.

<sup>46</sup> Dans le présent article, deux concepts de l'efficacité seront utilisés, de façon presque interchangeable. L'efficacité de l'appariement est strictement liée à l'efficacité du processus d'appariement (calculée à partir de la fonction d'appariement – cf. section 3 et encadré 2). L'efficacité du marché du travail est un concept plus large qui recouvre l'efficacité de l'appariement et correspond à des déplacements latéraux de la courbe de Beveridge.

<sup>47</sup> Blanchard (O.J.) et Diamond (P.), « The Beveridge Curve », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1989, n° 1, 1989, Washington DC, p. 1-76.

### **Les déplacements de la courbe de Beveridge sont liés à l'efficacité du marché du travail.**

La figure 1b représente un glissement vers l'extérieur de la courbe de Beveridge,  $BC$ . Cela traduit une situation dans laquelle le nombre de postes vacants demeure inchangé mais le taux de chômage est plus élevé. Les courbes de Beveridge  $BC$  et  $BC'$  reflètent deux situations sur le marché du travail dans lesquelles l'efficacité du processus d'appariement – attribution de postes vacants à des travailleurs au chômage – diffère. Par conséquent, plus la courbe de Beveridge s'éloigne de l'origine, moins le marché du travail est efficace. L'efficacité du processus d'appariement, et donc la position de la courbe de Beveridge par rapport à l'origine, dépend de plusieurs facteurs. Par exemple, on constate qu'une augmentation de la part de chômage de longue durée freine l'effort de recherche d'emploi et réduit la propension des employeurs à pourvoir les postes vacants <sup>48</sup>. Un autre facteur susceptible de réduire l'efficacité du marché du travail est la dispersion géographique du chômage et de la vacance d'emploi résultant de chocs spécifiques survenus localement.

### **L'analyse approfondie des évolutions conjoncturelles de la relation vacance d'emploi-chômage repose à la fois sur les tensions sur le marché du travail et sur l'efficacité du marché.**

Selon une interprétation commune, les évolutions structurelles du marché du travail sont responsables des déplacements vers l'intérieur et vers l'extérieur de la courbe de Beveridge. Toutefois, cette interprétation n'est pas forcément toujours exacte. Premièrement, il est normal que la courbe glisse vers l'extérieur au début des périodes de reprise, le processus d'offre de postes vacants étant plus rapide que celui d'appariement des travailleurs au chômage avec les emplois. Deuxièmement, comme le montrent Elsby *et al.* <sup>49</sup>, la distinction entre déplacements conjoncturels et déplacements structurels de la courbe n'est pertinente que lorsque le taux de cessation d'emploi est constant, ce qui n'est pas le cas dans la zone euro. En outre, Barnichon et Figura <sup>50</sup> et Şahin *et al.* <sup>51</sup> apportent des preuves théoriques et empiriques du caractère cyclique de l'efficacité de l'appariement. Dans le présent article, nous adoptons une vision plus large et n'excluons pas que l'efficacité puisse également avoir des caractéristiques cycliques.

### **Le taux de retour à l'emploi peut être décrit par une marge quantitative (tensions sur le marché) et par une marge qualitative (efficacité).**

La fonction d'appariement est un concept important dans les modèles de recherche et d'appariement <sup>52</sup> qui détermine le flux allant du chômage vers l'emploi, c'est-à-dire le taux de retour à l'emploi <sup>53</sup>. Le taux de retour à l'emploi est lié à une marge quantitative et à une marge qualitative. La marge quantitative correspond au degré de tensions sur le marché (ratio vacance d'emploi-chômage), tandis que la marge qualitative est liée à

<sup>48</sup> Bova (E.), Jalles (J.T.) et Kolerus (C.), « *Shifting the Beveridge curve: What affects labour market matching?* », *International Labour Review*, vol. 157, n° 2, 2018, p. 267-306.

<sup>49</sup> Elsby (M.W.L.), Michaels (R.) et Ratner (D.), « *The Beveridge curve: a survey* », *Journal of Economic Literature*, vol. 53, n° 3, 2015, p. 571-630.

<sup>50</sup> Barnichon (R.) et Figura (A.), « *Labor Market Heterogeneity and the Aggregate Matching Function* », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, n° 4, 2015, p. 222-249.

<sup>51</sup> Şahin (A.), Song (J.), Topa (G.) et Violante (G.L.), « *Mismatch Unemployment* », *American Economic Review*, vol. 104, n° 11, 2004, p. 3529-3564.

<sup>52</sup> Cf. les travaux de Petrongolo (B.) et Pissarides (C.A.), « *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function* », *Journal of Economic Literature*, vol. 39, n° 2, 2001, p. 390-431.

<sup>53</sup> Le flux qui contrebalance le taux de retour à l'emploi est le taux de cessation d'emploi, qui mesure les flux sortants de l'emploi vers le chômage.

l'efficacité du processus d'appariement <sup>54</sup>. Par exemple, deux marchés du travail présentant le même degré de tensions peuvent afficher des taux de recrutement différents car l'efficacité du processus d'appariement n'est pas la même sur ces deux marchés (cf. également figure 1.b.).

**Les informations empiriques issues de la courbe de Beveridge complètent les mesures classiques des capacités inutilisées sur le marché du travail établies à partir de la courbe de Phillips.** L'écart de chômage ainsi que le ratio vacance d'emploi-chômage tendent à rendre compte des conditions cycliques sur le marché du travail d'un point de vue quantitatif en équilibrant les effets de l'offre et de la demande de travail. Une mesure de l'efficacité du marché du travail extraite de l'analyse de la courbe de Beveridge ajoute une marge qualitative à l'analyse du marché du travail. Elle offre une marge supplémentaire pour décrire le fonctionnement du marché du travail quel que soit le volume de capacités inutilisées et elle est cohérente avec les récents travaux de Crump *et al.* qui comparent les deux approches <sup>55</sup>.

## 2 Un examen des données

**L'un des enjeux majeurs de l'analyse de la courbe de Beveridge pour la zone euro est la qualité des données.** Les séries relatives à la vacance d'emploi sont relativement courtes et il existe une forte hétérogénéité entre pays concernant la couverture de ces données au sein des petites entreprises <sup>56</sup>. De plus, si elles ne sont pas corrigées, les ruptures statistiques et de mesure dans les séries de certains pays pourraient aboutir à de fausses conclusions. Ainsi, les taux de vacance d'emploi décrits dans le présent article ont été corrigés des ruptures statistiques à l'aide des informations fournies par Eurostat <sup>57</sup>. Comme l'hétérogénéité entre pays et les ruptures dans les séries chronologiques risquent d'affecter la courbe de Beveridge pour la zone euro, nous recalculons le taux de vacance d'emploi pour la zone en agrégeant les taux des cinq principaux pays de la zone (ZE-5) corrigés des ruptures et dont l'échelle a été ajustée <sup>58</sup>. La courbe de Beveridge ZE-5 ainsi obtenue est présentée au graphique 1 <sup>59</sup>. La correction des ruptures permet de garantir que les conclusions tirées se fondent sur les mouvements de la vacance d'emploi et non sur les changements intervenus dans la mesure de cette vacance ou autres problèmes statistiques.

<sup>54</sup> Ici, le concept d'efficacité de l'appariement est analogue à celui d'efficacité de la fonction de production, telle que mesurée par la productivité globale des facteurs.

<sup>55</sup> Cf. Crump (R.K.), Eusepi (S.), Giannoni (M.) et Şahin (A.), « *A Unified approach to measuring  $u^*$*  », *Brookings Papers on Economic Activity*, BPEA conference drafts, 2019.

<sup>56</sup> La faible longueur de la série relative au taux de vacance d'emploi dans la zone euro signifie qu'on ne peut produire une courbe de Beveridge à plus long terme, comme celle relative au marché du travail aux États-Unis présentée dans l'encadré 1.

<sup>57</sup> Eurostat fournit les informations et les dates auxquelles les instituts nationaux de statistiques ont modifié leur méthodologie statistique pour le calcul de la vacance d'emploi.

<sup>58</sup> Les taux de vacance d'emploi corrigés des ruptures statistiques ont été normalisés à l'aide de leur moyenne historique et de leur écart type respectifs. L'agrégation des séries relatives aux pays est pondérée de leur part du PIB. À titre de test de robustesse, la part de la population active a également été prise en compte, mais elle n'a pas d'impact sur le résultat global de la courbe de Beveridge ZE-5.

<sup>59</sup> Pour des raisons de présentation, nous nous concentrons essentiellement sur les cinq principaux pays de la zone euro. Cela suffit pour illustrer une importante hétérogénéité des données agrégées pour la zone euro.



### **L'examen de la courbe de Beveridge agrégée pour les cinq principaux pays de la zone euro montre un important glissement vers l'extérieur durant la crise.**

Comme évoqué précédemment, la distinction entre déplacements conjoncturels et structurels de la courbe de Beveridge n'est pas évidente, notamment parce que certains épisodes cycliques, comme une augmentation des cessations d'emploi, peuvent faire glisser la courbe de Beveridge vers la droite. Par conséquent, la présente section fournit une description factuelle de la courbe de Beveridge sans caractériser la nature des déplacements apparents. Les courbes de Beveridge du graphique 1 sont conçues pour pouvoir servir d'indicateur des pénuries sur le marché du travail comme une autre mesure que la vacance d'emploi. En effet, l'indicateur tiré d'enquêtes relatif à la « main-d'œuvre comme facteur limitant la production » donne des nuages de points de formes similaires à celles obtenues à l'aide des taux de vacance d'emploi comme dans le graphique 1. Cela vaut pour les différents pays et au niveau agrégé de la zone euro <sup>60</sup>. On observe également les mêmes profils pour la courbe de Beveridge lorsqu'on utilise une mesure plus large du chômage, telle que l'U6 <sup>61</sup>, ou le chômage de longue durée à la place du taux de chômage.

**La courbe de Beveridge agrégée est une combinaison des différentes dynamiques propres aux pays.** Les déplacements vers l'extérieur de la courbe sont plus prononcés en France, en Italie et en Espagne bien que, en Espagne, la courbe affiche un mouvement vers l'intérieur plus rapide après un glissement très significatif vers l'extérieur. Dans ces exemples, il se peut également qu'il y ait simplement une boucle à moyen terme autour de la courbe de Beveridge. Toutefois, dans le cas de l'Italie et de la France, la courbe s'est nettement pentifiée depuis 2016, signe que de plus en plus de vacance d'emploi est nécessaire pour que le chômage baisse faiblement. En Allemagne, en revanche, la courbe de Beveridge était très plate entre 2005 et 2013, mais elle s'est pentifiée depuis. La courbe de Beveridge pour l'Allemagne ne fait pas apparaître clairement de glissement vers l'intérieur. La courbe de Beveridge pour les Pays-Bas indique un mouvement typique dans le sens inverse des aiguilles d'une montre, caractérisé par une augmentation de la vacance d'emploi plus rapide que la baisse du taux de chômage durant la phase de reprise.

### **La courbe de Beveridge pour les États-Unis ne montre pas d'importants déplacements vers l'extérieur comme ceux constatés pour la zone euro.**

Diamond et Şahin <sup>62</sup> ont analysé le comportement de la courbe de Beveridge aux États-Unis depuis les années 1950 ; ils concluent que les déplacements de la courbe sont courants (cf. également l'encadré 1). D'après les données, le glissement vers l'extérieur de la courbe de Beveridge s'est produit vers la fin 2009 et depuis, l'efficacité

<sup>60</sup> Des données similaires relatives aux pénuries de main-d'œuvre ont été utilisées pour l'analyse de la courbe de Beveridge dans d'autres travaux, à savoir dans Anderton (R.) et al., « *Comparisons and contrasts of the impact of the crisis on euro area labour markets* », *Occasional Paper Series*, n° 159, BCE, Frankfurt am Main, février 2015 ; et Bonthuis (B.), Jarvis (V.) et Vanhala (J.), « *What's going on behind the euro area Beveridge Curve?* », *Working Paper Series*, n° 1586, BCE, Frankfurt am Main, septembre 2013.

<sup>61</sup> L'U6 est une mesure plus large du chômage qui recouvre l'ensemble des individus appartenant à l'une des catégories suivantes : chômeurs, personnes disponibles mais ne cherchant pas d'emploi, personnes à la recherche d'un emploi mais non disponibles, et personnes travaillant à temps partiel mais qui souhaiteraient travailler un plus grand nombre d'heures (personnes sous-employées).

<sup>62</sup> Diamond (P.) et Şahin (A.), « *Shifts in the Beveridge curve* », *Research in Economics*, vol. 69, n° 1, 2015, p. 18-25.

du marché de travail s'est améliorée de façon constante et l'élasticité chômage-vacance d'emploi s'est atténuée (aplatissement de la courbe de Beveridge).

**La baisse du taux de retour à l'emploi apparaît comme la principale cause du déplacement vers l'extérieur de la courbe de Beveridge pour la zone euro.**

Durant la crise, le taux de cessation d'emploi a augmenté et le taux de retour à l'emploi a diminué. Toutefois, lorsque la courbe de Beveridge s'est déplacée en 2011, la baisse du taux de retour à l'emploi a été plus prononcée que la hausse du taux de cessation d'emploi (cf. graphique 2), contribuant ainsi largement au déplacement vers l'extérieur de la courbe de Beveridge <sup>63</sup>. La faiblesse du taux de retour à l'emploi peut s'expliquer par la moindre efficacité de l'appariement (cf. section 3). Globalement, l'analyse des flux relatifs à l'emploi montre que les déplacements vers l'intérieur ou vers l'extérieur de la courbe de Beveridge peuvent avoir une composante conjoncturelle, comme décrit dans Elsby *et al.* <sup>64</sup>.

---

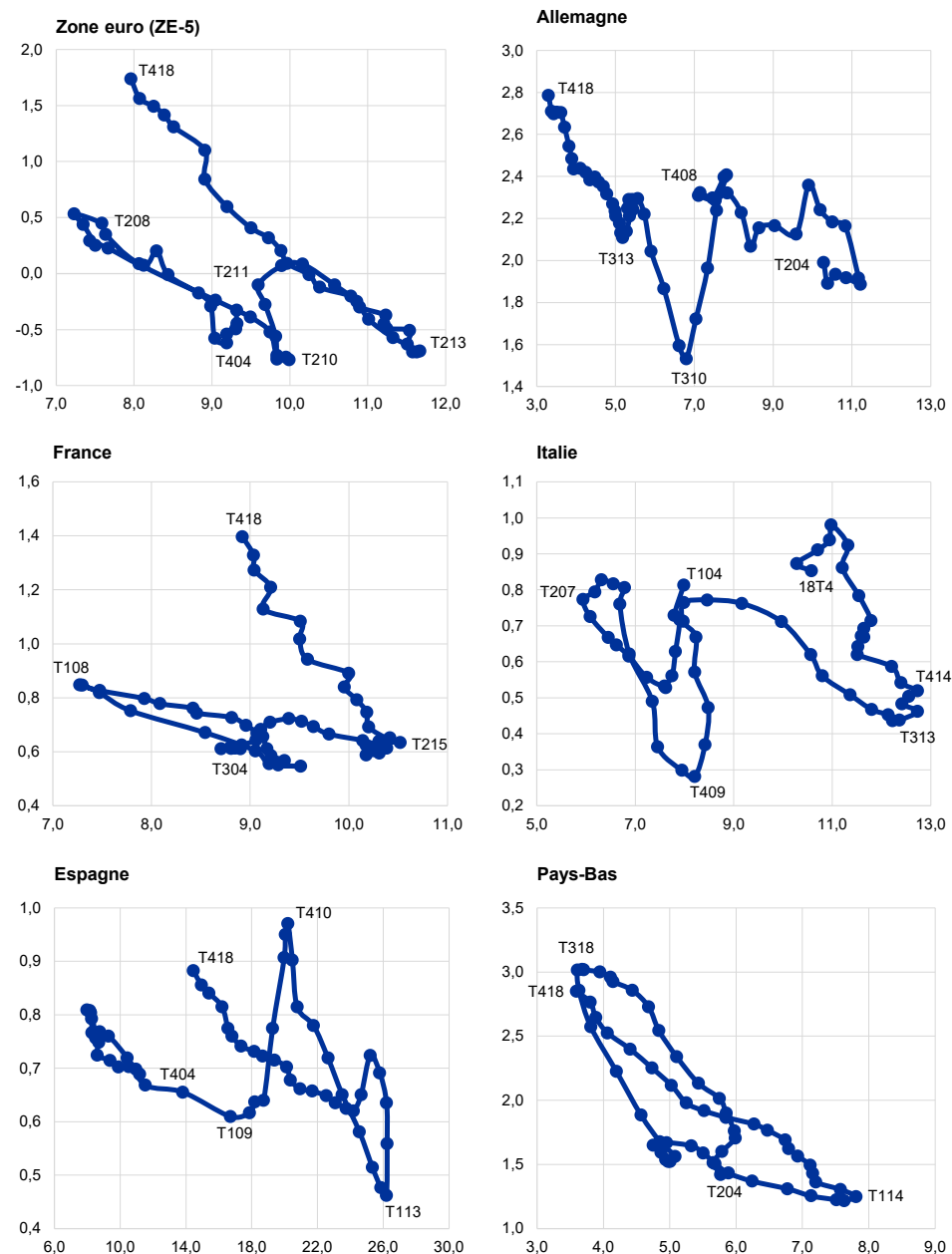
<sup>63</sup> Elsby, Hobijn et Şahin constatent que la variation du taux de retour à l'emploi explique 85 % de la variation globale du taux de chômage dans les pays anglophones tandis que, dans les pays d'Europe continentale, ils estiment que seulement 55 % de la variation globale du taux de chômage est attribuable à la variation des probabilités de retour à l'emploi – cf. Elsby (M.W.L.), Hobijn (B.) et Şahin (A.), « *Unemployment Dynamics in the OECD* », *Review of Economics and Statistics*, vol. 95, n° 2, 2013, p. 530-48. Robert Shimer constate que la probabilité de retour à l'emploi représentait plutôt 75 % des fluctuations du taux de chômage aux États-Unis durant la période 1948-2010 – cf. Shimer (R.), « *Reassessing the ins and outs of unemployment* », *Review of Economic Dynamics*, vol. 15, n° 2, 2012, p. 127-148.

<sup>64</sup> Elsby (M.W.L.), Michaels (R.) et Ratner (D.), *op. cit.*

## Graphique 1

### Courbe de Beveridge pour la zone euro et pour les cinq principaux pays de la zone

(axe des abscisses : taux de chômage ; axe des ordonnées : taux de vacance d'emploi)



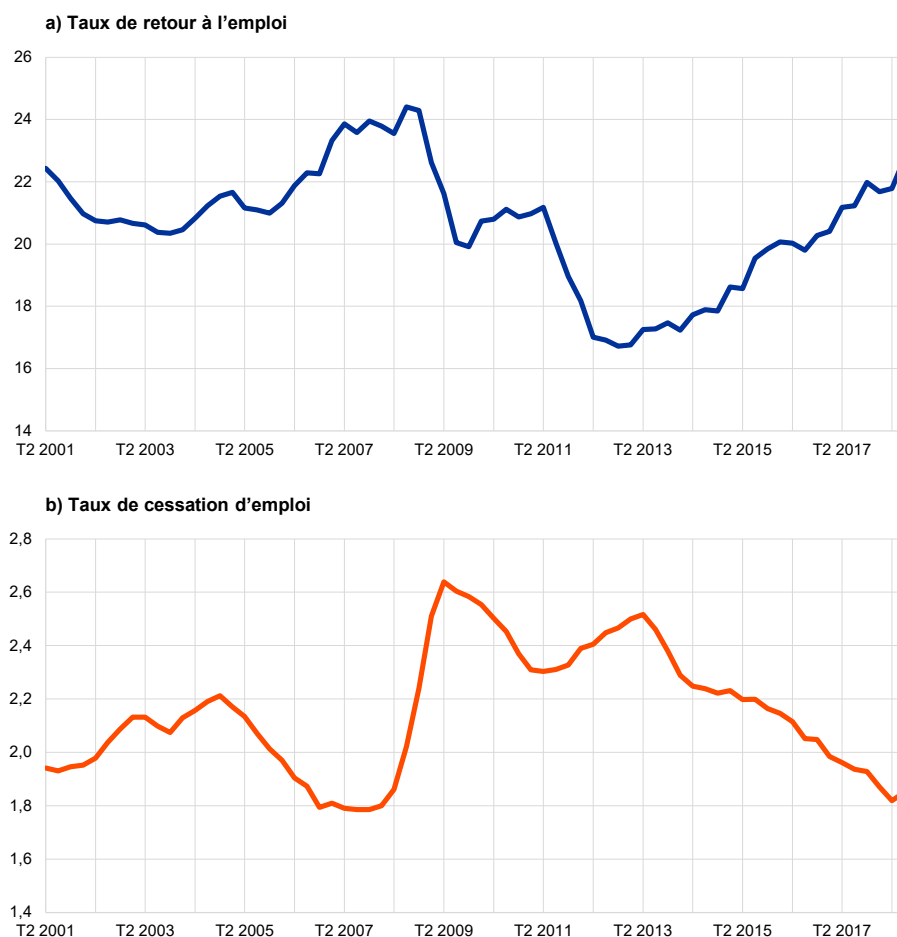
Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

Notes : Pour la zone euro, la série relative au taux de vacance d'emploi est normalisée à l'aide de sa moyenne et de son écart type. Pour chaque pays, les taux de vacance d'emploi sont corrigés des ruptures statistiques. Les six séries sont toutes des moyennes mobiles sur quatre trimestres.

## Graphique 2

### Flux sur le marché du travail

(taux de retour à l'emploi : en % du nombre de chômeurs ; taux de cessation d'emploi : en % des personnes employées)



Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

Notes : Les flux sur le marché du travail sont établis à partir de Shimer : les mouvements d'entrée et de sortie du chômage sont estimés sur la base des informations relatives à la durée du chômage – cf. Shimer (R.), « *The Cyclical Behaviour of Equilibrium Unemployment and Vacancies* », *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, 2005, p. 25-49. Les flux d'entrée et de sortie de l'inactivité sont supposés constants. Les dernières observations se rapportent au troisième trimestre 2018. Eurostat publie des données relatives aux flux depuis le deuxième trimestre 2010 (les données sont disponibles pour les cinq principaux pays de la zone euro à l'exception de l'Allemagne). L'analyse de ces données montre qu'aucun changement significatif n'est intervenu s'agissant des flux du chômage vers l'inactivité, tandis que les flux de l'inactivité vers le chômage ont augmenté en Italie et en France, mais ont diminué en Espagne.

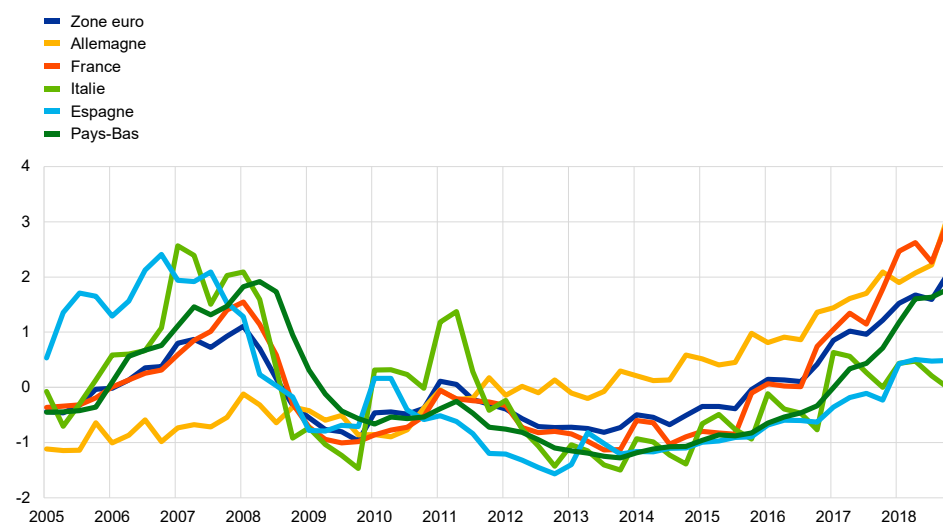
**Les taux de vacance d'emploi sont très élevés, tandis que le taux de retour à l'emploi n'a pas encore renoué avec ses pics précédents et que le chômage reste au-dessus de ses points bas précédents.** Cela suggère à la fois une accentuation des tensions et une moindre efficacité sur le marché du travail. Les tensions sur le marché du travail au niveau agrégé de la zone euro sont nettement plus élevées qu'avant la crise, mais il existe une forte hétérogénéité entre les pays (cf. graphique 3). En Allemagne, le ratio vacance d'emploi-chômage a quadruplé depuis 2006 ; il est le principal déterminant des tensions sur le marché du travail observées au niveau agrégé de la zone euro. De plus, en France, les tensions sur le marché du travail sont plus importantes qu'avant la crise, et elles ont augmenté rapidement au cours des deux dernières années. En Espagne et en Italie, en revanche, les tensions sur le marché du travail sont nettement inférieures à leurs pics précédents. Au niveau agrégé de la zone euro, les tensions sur le marché du travail

ont été supérieures à leurs niveaux d'avant la crise depuis le troisième trimestre 2017. Aux États-Unis, dans le même temps, les tensions sur le marché du travail ont atteint, au deuxième trimestre 2015, les points hauts d'avant la crise.

### Graphique 3

#### Tensions sur le marché du travail

(valeurs normalisées du ratio postes vacants/personnes au chômage)



Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

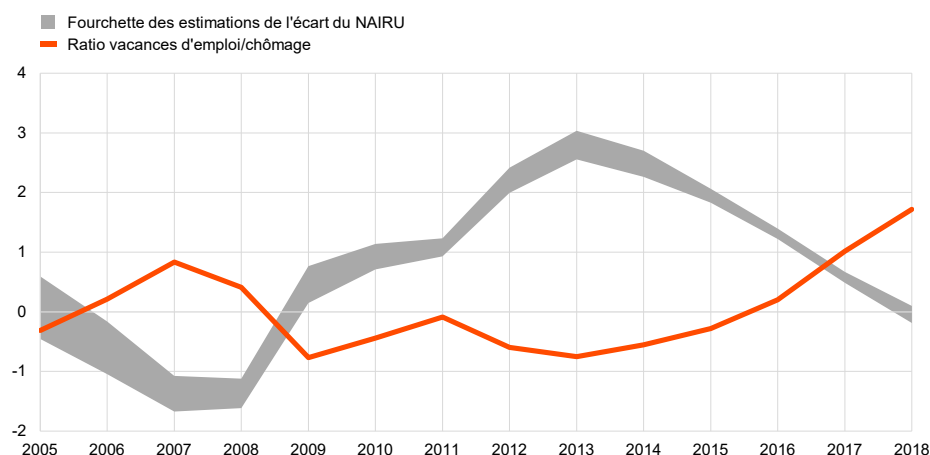
Notes : La dernière observation se rapporte au quatrième trimestre 2018.

**Le ratio vacance d'emploi-chômage fournit des informations similaires aux mesures classiques des capacités inutilisées sur le marché du travail.** Le ratio vacance d'emploi-chômage tend à rendre compte des conditions cycliques sur le marché du travail d'un point de vue quantitatif en équilibrant les effets de l'offre et de la demande de travail. Cette mesure est semblable à d'autres mesures courantes de l'écart de chômage, calculées à l'aide du cadre de la courbe de Phillips (cf. graphique 4 pour une comparaison). Dans la courbe de Phillips pour les salaires, on prend comme hypothèse que le taux de chômage non accélérateur des salaires (*non-accelerating wage rate of unemployment* – NAWRU) intègre implicitement l'inadéquation du marché du travail. Le contenu en information extrait de l'analyse de la courbe de Beveridge, en revanche, peut distinguer les tensions sur le marché du travail de l'efficacité. Ainsi, l'efficacité de l'appariement de l'emploi apporte, en complément des tensions sur le marché du travail, une marge qualitative (cf. section 3) susceptible d'enrichir les informations sur la dynamique des salaires.

#### Graphique 4

#### Tensions sur le marché du travail et écarts des taux de chômage n'accélérant pas l'inflation (NAIRU)

(moyennes annuelles ; la fourchette des estimations de l'écart du NAIRU est exprimée en points de pourcentage ; les tensions sont mesurées sous forme de score z)



Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

Notes : Les tensions correspondent à l'agrégation des cinq principaux pays de la zone euro. Les estimations de l'écart du NAIRU sont celles calculées par la Commission, le FMI et l'OCDE ; elles correspondent à la différence entre le taux de chômage effectif et les estimations respectives du NAIRU.

#### Encadré 1

#### La courbe de Beveridge pour le marché du travail des États-Unis

**Cet encadré examine l'évolution du taux de chômage aux États-Unis sous l'angle de la relation entre taux de chômage et taux de vacance d'emploi, représentée par la courbe de Beveridge.** La relation chômage-emplois vacants constitue un outil riche en informations, car elle peut globalement indiquer si les variations du taux de chômage sont causées uniquement par des évolutions cycliques de l'activité économique ou par des facteurs plus permanents ou structurels.

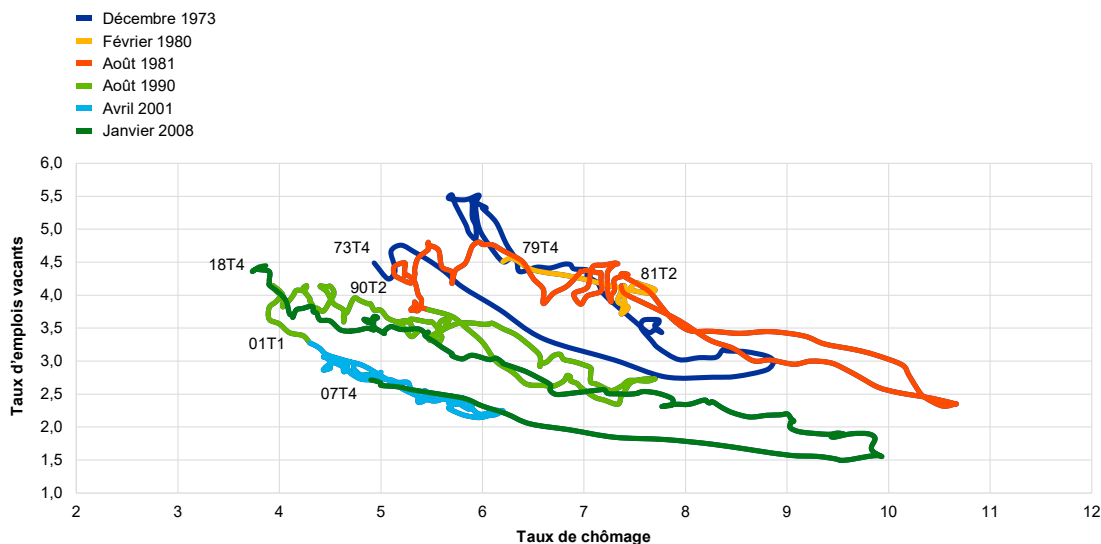
**L'évolution de la courbe de Beveridge aux États-Unis depuis les années 1970 montre que les gains d'efficacité constituent le facteur dominant de la relation chômage-emplois vacants.**

L'évolution passée de la courbe de Beveridge américaine illustre la présence de chocs d'activité et de chocs structurels (cf. graphique A). On identifie clairement des boucles orientées dans le sens contraire à celui des aiguilles d'une montre, qui débutent (après les récessions) en 1973, 1981, 1990 et 2008, et des boucles nettement plus courtes en 1980 et 2001. Dans tous les cas, le taux de vacance d'emploi suit une trajectoire baissière dans la phase de récession du cycle, quand le taux de chômage s'inscrit en hausse, tandis que la situation inverse survient durant la phase d'expansion. Toutefois, il est important de noter que conjointement à des chocs d'activité, des modifications de la relation chômage-vacance d'emploi ont été observées depuis les années 1970. En particulier, un déplacement initial vers l'extérieur entre 1973 et 1980 a été plus que compensé par un déplacement vers l'intérieur entre les années 1980 et 2000, ce qui indique le rôle dominant, sur le marché du travail américain, des chocs structurels positifs, c'est-à-dire des chocs conduisant à une hausse de l'efficacité du processus d'appariement.

## Graphique A

### La courbe de Beveridge aux États-Unis

(en pourcentage de la population active civile ; moyennes mobiles sur trois mois)



Source : Base de données FRED.

Notes : Les différentes couleurs se rapportent à des cycles différents, à partir des récessions datées par le NBER. Les données JOLTS relatives aux emplois vacants sont étendues à l'aide de l'indice composite *Help Wanted* élaboré dans Barnichon (R.), « *Building a composite Help-Wanted Index* », *Economics Letters*, vol. 109, n° 3, 2010, p. 175-178. La dernière observation se rapporte à décembre 2018.

**Les évolutions observées depuis la crise financière mondiale dénotent principalement des chocs cycliques. Une récession très profonde a porté le taux de chômage à un niveau qui n'avait pas été observé depuis le début des années 1980 et ramené le taux de vacance d'emploi à un niveau historiquement bas.** Cette situation a été suivie d'une phase d'expansion particulièrement longue et lente dans une perspective historique. Du point de vue du marché du travail, cela implique des variations moins lisses en termes de taux de chômage et de taux de vacance d'emploi par rapport aux cycles précédents, même si, fin 2018, le taux de chômage avait encore atteint des points bas historiques et le taux de vacance d'emploi se situait à un niveau proche des points haut historiques. La question de savoir si la courbe de Beveridge s'est légèrement déplacée au cours du cycle d'activité actuel, en particulier aux premiers stades de la reprise, n'est pas tranchée. Un large consensus se dégage cependant selon lequel certaines frictions dans le processus d'appariement après les récessions sont visibles pendant la plupart des phases de redressement sans que cela n'implique pour autant de hausse durable du chômage structurel<sup>65</sup>. En fait, la plupart des estimations font état d'un recul du chômage structurel aux États-Unis au cours des dernières années<sup>66</sup>.

## 3 Mesurer l'efficacité du marché du travail

**Dans cette section, nous calculons des mesures de l'efficacité du marché du travail de la zone euro pour approfondir l'analyse du marché du travail et de la dynamique des salaires.** Comme mentionné dans les sections précédentes, le cadre

<sup>65</sup> Pour une discussion de l'interprétation des déplacements vers l'extérieur de la courbe de Beveridge, cf. Diamond (P.) et Şahin (A.), *op. cit.*

<sup>66</sup> De 5,1 % en 2011 à 4,6 % en 2018 selon les estimations des services budgétaires du Congrès (*Congressional Budget Office*).

qui sous-tend la courbe de Beveridge requiert de compléter les tensions sur le marché du travail par une mesure de l'efficacité afin de broser un tableau plus exhaustif du marché du travail de la zone euro. Dans cette section, l'évaluation de la position cyclique du marché du travail nécessitera donc des informations tirées des tensions enregistrées sur ce marché et de l'efficacité de celui-ci. Ces deux mesures sont importantes pour l'évaluation de la solidité globale du marché du travail et pour comprendre comment elles affectent conjointement l'évolution des salaires.

### **Deux mesures empiriques de l'efficacité du marché du travail peuvent être calculées à partir de la courbe de Beveridge et du taux de retour à l'emploi.**

Dans le cadre théorique simple présenté dans l'encadré 2, l'efficacité de l'appariement affectant le taux de retour à l'emploi est le seul facteur sous-jacent qui génère un déplacement de la courbe de Beveridge. En pratique, la courbe peut aussi se déplacer pour d'autres raisons. Par conséquent, les mesures de l'efficacité fondées sur la courbe de Beveridge et celles fondées sur le taux de retour à l'emploi (fonction d'appariement) peuvent *in fine* se révéler différentes. Comparer ces deux approches contribue à accroître la robustesse de l'exercice. Cet exercice empirique appelle un certain nombre de réserves, en effet, les données relatives aux emplois vacants et aux flux d'emplois couvrent une période relativement courte et, dans le contexte de la zone euro, les données individuelles ne sont pas disponibles pour une analyse plus granulaire du marché du travail (comme dans Şahin et al. <sup>67</sup>). Il s'agit néanmoins d'un exercice utile dans la mesure où il peut fournir une vision plus complète de l'ajustement du marché du travail dans la zone euro et mettre en lumière de nouvelles implications en termes de dynamique des salaires pour la zone euro.

**Une première mesure de l'efficacité de l'appariement peut être calculée en rappelant la fonction d'appariement agrégée et en utilisant le taux de retour à l'emploi.** Selon les travaux de Petrongolo et Pissarides <sup>68</sup>, la fonction d'appariement est définie comme une fonction de Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants du taux de vacance d'emploi et du taux de chômage. La fonction d'appariement agrégée peut être estimée en examinant les probabilités de retour à l'emploi trimestrielles ( $JFP_t$ ) et le ratio emplois vacants-chômage (tensions sur le marché) <sup>69</sup>. Les flux sortants du chômage ( $JFP_t$ ) sont mesurés d'après Shimer <sup>70</sup>, tandis que les tensions sur le marché du travail sont calculées à partir du taux de vacance d'emploi corrigé des ruptures <sup>71</sup>. L'efficacité de l'appariement ( $\varepsilon_t$ ) est donc définie comme le résidu de l'estimation d'une fonction d'appariement de forme réduite <sup>72</sup>

<sup>67</sup> Şahin (A.), Song (J.), Topa (G.) et Violante (G.L.), *op. cit.*

<sup>68</sup> Petrongolo (B.) et Pissarides (C.A.), *op. cit.*

<sup>69</sup> Cf. également Arpaia (A.), Kiss (A.) et Turrini (A.), « *Is unemployment structural or cyclical? Main features of job matching in the EU after the crisis* », *European Economy – Economic Papers*, n° 527, Commission européenne, septembre 2014.

<sup>70</sup> Cf. Shimer (R.), « *The Cyclical Behaviour of Equilibrium Unemployment and Vacancies* », *op. cit.*

<sup>71</sup> De la même façon que pour le taux de vacance d'emploi, les emplois vacants ont été ajustés d'après la description des ruptures structurelles liées aux modifications statistiques de la mesure des emplois vacants fournie par Eurostat.

<sup>72</sup> L'estimation a été réalisée en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires et la méthode des moments généralisés appliquées aux logs de la fonction d'appariement de Cobb-Douglas. S'agissant de la méthode des moments généralisés, les décalages du taux d'emplois vacants et du taux de chômage ont été utilisés comme instruments.



$$JFP_t = \alpha + \beta \left( \frac{v_t}{u_t} \right) + \varepsilon_t^{MF} \quad (1)$$

où le ratio emplois vacants-chômage est généralement défini comme les tensions sur le marché du travail,  $(\theta_t)$ .

**Une autre mesure de l'efficacité de l'appariement peut être calculée en estimant l'élasticité des emplois vacants par rapport au chômage.** Une telle mesure reflète directement les déplacements de la courbe de Beveridge tout en prenant en compte la relation négative qu'implique le ratio emplois vacants-chômage (c'est-à-dire les tensions sur le marché du travail), spécifiée comme suit :

$$v_t = \kappa + \gamma u_t + \varepsilon_t^{BC} \quad (2)$$

Empiriquement, une mesure aussi brute de l'efficacité du marché du travail présente à la fois un déplacement vers l'extérieur et une pentification de la courbe. Comme le montre le graphique 1, la courbe de Beveridge pour la zone euro s'est également pentifiée à la suite du déplacement vers l'extérieur observé après 2011<sup>73</sup>. Le résidu calculé après estimation d'une régression contrainte<sup>74</sup> entre le taux de vacance d'emploi et le taux de chômage fournit une série chronologique relative à l'efficacité du marché du travail qui peut approximer les déplacements latéraux de la courbe de Beveridge entre le deuxième trimestre 2004 et le premier trimestre 2018.

**D'après ces mesures, l'efficacité de l'appariement s'est détériorée pendant la crise (cf. graphique 5).** Ces deux mesures d'efficacité sont étroitement liées mais elles présentent des différences. L'efficacité de l'appariement calculée à partir de la courbe de Beveridge (équation 2) a tendance à être plus exhaustive que celle qui est calculée à l'aide de la fonction d'appariement (équation 1). Tandis que la méthode fondée sur la fonction d'appariement rend compte de façon directe du processus d'appariement, la mesure de l'efficacité calculée à partir de la courbe de Beveridge rend également compte de la dynamique des cessations d'emploi ainsi que des mouvements potentiels de la population active de l'inactivité vers le marché du travail. Dans l'ensemble, la corrélation entre ces deux mesures est relativement élevée et leur contenu en information est cohérent. Ces deux mesures indiquent que l'efficacité du marché du travail n'a pas complètement retrouvé son niveau d'avant la crise. D'après le modèle de recherche et d'appariement décrit dans l'encadré 2, l'information sur le fonctionnement du marché du travail (efficacité) complète l'indicateur purement quantitatif relatif aux tensions sur le marché du travail. Avant 2008, l'efficacité de l'appariement et les tensions sur le marché du travail étaient corrélées positivement (cf. graphique 5), une situation qui, toutes choses égales par ailleurs, peut conduire à une hausse des salaires. En revanche, plus récemment, l'efficacité et les tensions ont évolué en sens inverse, entraînant des effets compensateurs sur les salaires.

<sup>73</sup> Une équation de ce type est également estimée en imposant une restriction de coefficient qui détermine la pente moyenne de la courbe de Beveridge avant et après 2011.

<sup>74</sup> Pour des questions de robustesse, on utilise l'élasticité moyenne des emplois vacants par rapport au chômage avant et après 2011. La mesure calculée de l'efficacité de l'appariement est globalement robuste aux variations statistiques mineures.

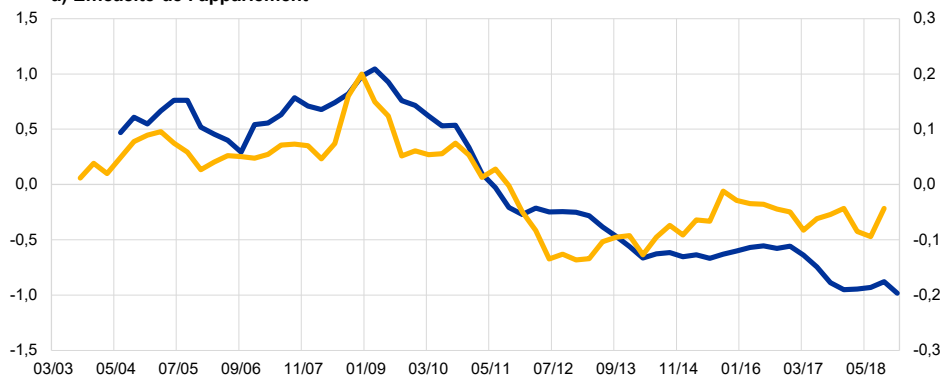
## Graphique 5

### Mesures de l'efficacité de l'appariement

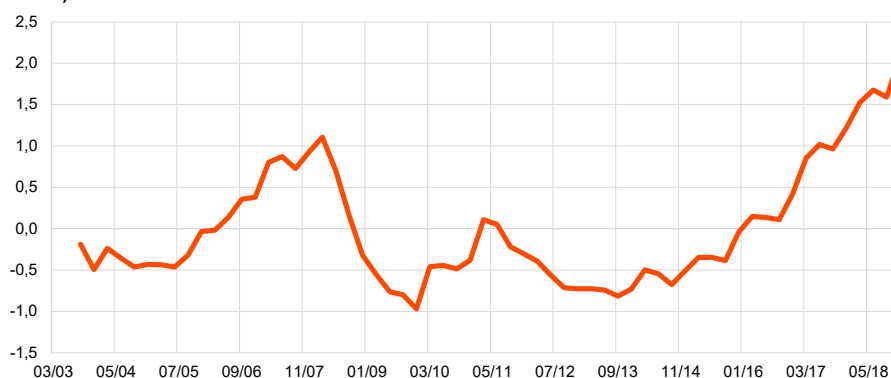
(a) les mesures de l'efficacité du marché du travail (EMT) sont exprimées en points de pourcentage ; b) les tensions sur le marché du travail sont le score z du ratio emplois vacants/chômage)

■ Courbe de Beveridge-EMT (échelle de gauche)  
■ Fonction d'appariement-EMT (échelle de droite)

#### a) Efficacité de l'appariement



#### b) Tensions sur le marché du travail



Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

Notes : Les mesures de l'efficacité du marché du travail sont fondées sur les équations (1) et (2), respectivement. Les tensions sur le marché du travail sont représentées par le ratio des emplois vacants agrégés pondérés du PIB pour les cinq plus grands pays de la zone euro rapportés au taux de chômage respectif exprimé en données brutes. Les emplois vacants sont corrigés des ruptures et centrés réduits de la moyenne et de l'écart type spécifiques à chaque pays.

**L'hétérogénéité du pool de chômeurs et la dispersion du chômage entre les différents pays peuvent avoir exercé une incidence négative sur l'efficacité de l'appariement.** Durant la crise, le pool de chômeurs est devenu plus hétérogène.

Le taux de chômage des travailleurs peu qualifiés a aussi fortement augmenté et demeure nettement supérieur au taux de chômage des travailleurs moyennement et hautement qualifiés (cf. partie a) du graphique 6). Ce type de déséquilibre entre offre et demande de qualifications entraîne une hausse simultanée du taux de chômage et du taux d'emplois vacants, déplaçant ainsi la courbe de Beveridge vers la droite. Dans le même temps, la dispersion du taux de chômage s'est accentuée dans les différents pays (cf. partie b) du graphique 6). La dispersion géographique du chômage et des emplois vacants a conduit à une situation dans laquelle il existe un nombre élevé d'emplois vacants sur certains marchés du travail locaux en même temps qu'un chômage élevé dans d'autres compartiments du marché du travail, ce qui réduit la réaction du chômage aux emplois vacants. Barnichon et Figura<sup>75</sup> montrent que

<sup>75</sup> Barnichon (R.) et Figura (A.), *op. cit.*

l'efficacité de l'appariement décline quand les caractéristiques moyennes des chômeurs se dégradent fortement ou que la dispersion des conditions sur le marché du travail s'accroît nettement. Ces deux facteurs sont apparus dans la zone euro durant la crise : non seulement les taux de chômage des travailleurs peu qualifiés ont fortement augmenté, mais la dispersion du taux de chômage s'est accrue elle aussi <sup>76</sup>.

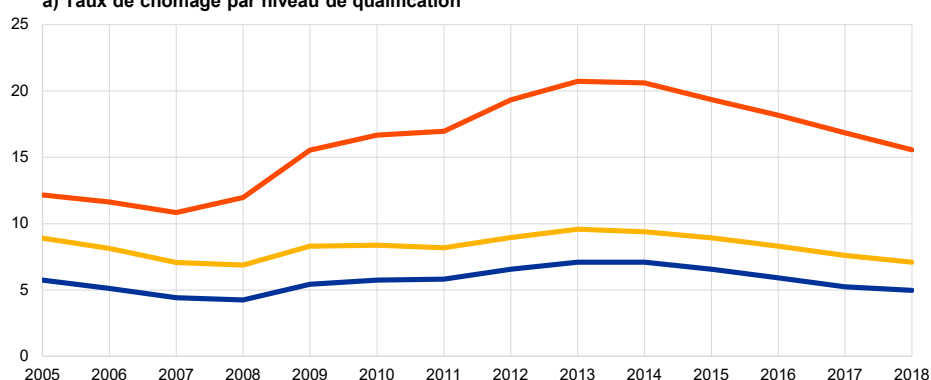
## Graphique 6

### Composition et dispersion du taux de chômage

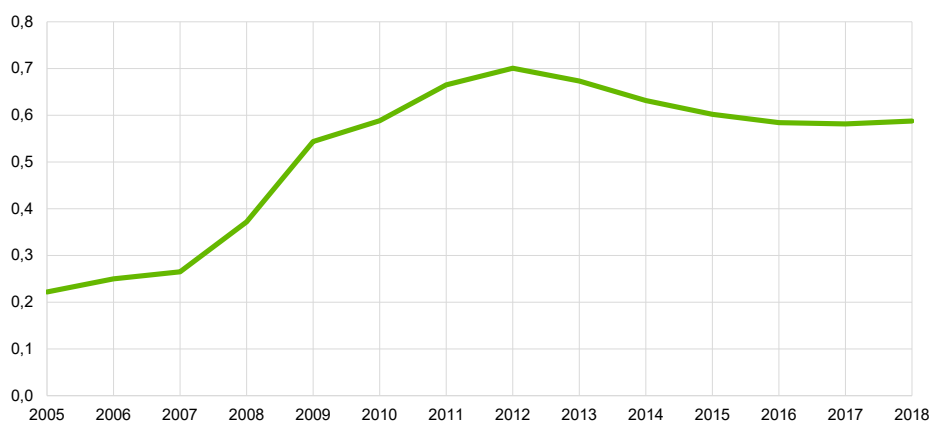
(a) pourcentages; b) coefficient de variation

■ Hautement qualifié  
■ Moyennement qualifié  
■ Faiblement qualifié

#### a) Taux de chômage par niveau de qualification



#### b) Dispersion du taux de chômage



Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

Notes : Le taux de chômage par niveau de qualification est basé sur l'agrégation des taux de chômage des cinq plus grands pays de la zone euro. Le coefficient de variation est calculé pour les cinq plus grands pays de la zone euro.

<sup>76</sup> Beyer et Smets montrent que la mobilité du travail constitue un canal d'ajustement moins important en réponse aux chocs, le taux de chômage jouant un rôle plus durable – cf. Beyer (R.C.M.) et Smets (F.), « *Labour market adjustments in Europe and the US: How different?* », *Economic Policy*, vol. 30, n° 84, 2015, p. 643-682.

## Encadré 2

### L'efficacité du marché du travail dans un modèle de recherche et d'appariement

Agostino Consolo

**Le présent encadré fournit une description de la courbe de Beveridge et de la manière dont elle est établie à partir d'un modèle simple de recherche et d'appariement.** Ce cadre permet la détermination conjointe d'un taux de chômage, d'un taux de vacance d'emploi et d'un salaire réel mutuellement compatibles. En effet, l'analyse de la courbe de Beveridge (diagramme vacance d'emploi-chômage) ne fournit pas en soi assez d'informations pour déterminer la dynamique des salaires, de la productivité et de la demande de travail ; elle doit donc être enrichie (a) d'une condition ferme de création d'emplois et (b) d'un mécanisme de fixation des salaires. À cette fin, nous utilisons une version plus simple du modèle développé par Mortensen et Pissarides <sup>77</sup> pour expliquer de façon cohérente les fluctuations du chômage, de la vacance d'emploi et des salaires <sup>78</sup>.

**Ce cadre est un outil simple mais cohérent pour analyser les mouvements possibles de la courbe de Beveridge.** Les mouvements de la courbe de Beveridge peuvent refléter les évolutions des tensions sur le marché et de l'efficacité de l'appariement de l'emploi. L'évolution des tensions sur le marché du travail se caractérise par une relation négative entre vacance d'emploi et chômage, et celle de l'efficacité du marché par une relation positive. Les tensions sur le marché comme l'efficacité de l'appariement peuvent jouer un rôle important dans la détermination des salaires. Le cadre présenté dans cet encadré peut expliquer les facteurs à l'origine des mouvements de la courbe de Beveridge et contribuer également à rationaliser les effets sur les salaires <sup>79</sup>.

#### Conditions d'équilibre d'un modèle de recherche et d'appariement

Une description simple du modèle de recherche et d'appariement à taux de destruction d'emplois (exogènes) constants – d'après Pissarides <sup>80</sup> – peut être synthétisée par trois conditions d'équilibre pour les principales variables d'intérêt : taux de chômage,  $u$ , taux de vacance,  $v$ , et salaires réels,  $w$  :

$$(BC): \quad u = \frac{\delta}{\delta + \theta q(\theta, \varepsilon)}$$

$$(JC): \quad w = p - \frac{(r + \delta)pc}{q(\theta, \varepsilon)}$$

$$(NW): \quad w = (1 - \beta)b + \beta p(1 + c\theta)$$

où  $\delta$  correspond aux taux de destruction exogènes,  $c$  aux coûts de recherche,  $\beta$  au pouvoir de négociation du travailleur,  $b$  aux indemnités de chômage,  $p$  à la productivité, et  $r$  au taux d'actualisation. La variable  $\theta = v/u$  se définit généralement comme les tensions sur le marché dans la mesure où elle reflète la vigueur relative des facteurs d'offre et de demande de travail approximatés,

<sup>77</sup> Mortensen (D.T.) et Pissarides (C.A.), « *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment* », *The Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 3, 1994, p. 397-415.

<sup>78</sup> Pour une description théorique, cf. Pissarides (C.A.), *Equilibrium Unemployment Theory*, *op. cit.*

<sup>79</sup> Cf. Elsby (M.W.L.), Michaels (R.) et Ratner (D.), *op. cit.* ; et Shimer (R.), « *Mismatch* », *American Economic Review*, vol. 97, n° 4, 2007, p. 1074-1101.

<sup>80</sup> Pissarides (C. A.), *op. cit.*

respectivement, par le nombre de postes vacants et par le nombre de personnes recherchant un emploi. La fonction  $q(\theta)$  est une transformation de la fonction d'appariement <sup>81</sup>.

**La première équation ( $BC$ ) correspond à la courbe de Beveridge, qui représente la relation entre le taux de vacance d'emploi et le taux de chômage, et que l'on obtient à partir d'une condition d'équilibre des flux d'emploi entrants et sortants du pool de chômeurs <sup>82</sup>.** La

deuxième équation ( $JC$ ) correspond à la condition de création d'emplois qui repose sur l'hypothèse que les entreprises continueront d'afficher des offres de postes tant que l'emploi marginal affiche une valeur actualisée présente non négative. La troisième équation ( $NW$ ) correspond à la solution de Nash au problème de négociation salariale qui consiste à partager l'excédent généré par l'adéquation de l'emploi entre un travailleur et une entreprise.  $BC$  ainsi que  $JC$  dépendent de la fonction d'appariement  $m(\theta)$ , ce qui n'est pas le cas de l'équation  $NW$  <sup>83</sup>.

**Les figures A.1 et A.2 montrent ces trois équations afin de représenter visuellement le comportement de  $\theta, v, u$  et  $w$ .** Ces équations fournissent à elles trois un cadre simple mais cohérent permettant d'analyser la dynamique de la courbe de Beveridge et des salaires. Comme le montrent ces équations, les relations théoriques sont toutes les trois indispensables, la courbe de Beveridge ne permettant pas à elle seule d'analyser les implications pour les salaires. La figure A.1 représente la courbe  $w - \theta$  et l'équilibre qui résulte de l'intersection entre la condition de création d'emplois,  $JC$ , et l'équation de Nash pour les salaires,  $NW$ , point A. La figure A.2 représente la courbe  $v - u$  et l'équilibre résultant de l'intersection entre la courbe de Beveridge  $BC$  et la ligne des tensions sur les marchés  $v = \theta_A u$ , où  $\theta_A$  est tiré de la figure A.1.

Le modèle peut expliquer les facteurs exogènes suivants, susceptibles d'être à l'origine des fluctuations sur le marché du travail : (a) la productivité, (b) l'efficacité de l'appariement de l'emploi, (c) le choix du travailleur de rester en dehors du marché du travail et son pouvoir de négociation, et (d) les coûts de recherche associés à la diffusion d'offres d'emplois.

### Efficacité de l'appariement de l'emploi

**Au regard de l'analyse empirique menée dans la section 3 du présent article, il s'agit ici essentiellement de fournir une description théorique du choc d'efficacité de l'appariement de l'emploi à l'aide du cadre de recherche et d'appariement.** Cette description schématique peut également être considérée comme la simple description d'une fonction de réponse impulsionnelle dans un modèle macroéconomique théorique de chômage d'équilibre.

**Dans ce cadre, un choc d'efficacité de l'appariement de l'emploi affecte la courbe  $JC$  et la courbe  $BC$  via la fonction d'appariement.** La figure A.1 représente la courbe  $w - \theta$  qui inclut la condition de création d'emplois  $JC$  et l'équation de Nash pour les salaires  $NW$ . Le point d'intersection A est le point d'équilibre  $(w_A, \theta_A)$ . Une évolution exogène de l'efficacité entraîne une translation vers le bas de la courbe des conditions de création d'emplois  $JC'$ . Par exemple, si l'efficacité se détériore,  $m(\theta)$  ainsi que  $q(\theta)$  diminuent et le ratio  $\frac{(r+\delta)pc}{q(\theta)}$  augmente. Toutes choses

<sup>81</sup> La fonction d'appariement est définie comme  $m(\theta) = v^\alpha u^{1-\alpha} + \epsilon$  où  $\epsilon$  correspond à l'efficacité de l'appariement et  $\theta = v/u$ ,  $\theta q(\theta) = m/u$  et  $q(\theta) = m/v$ .

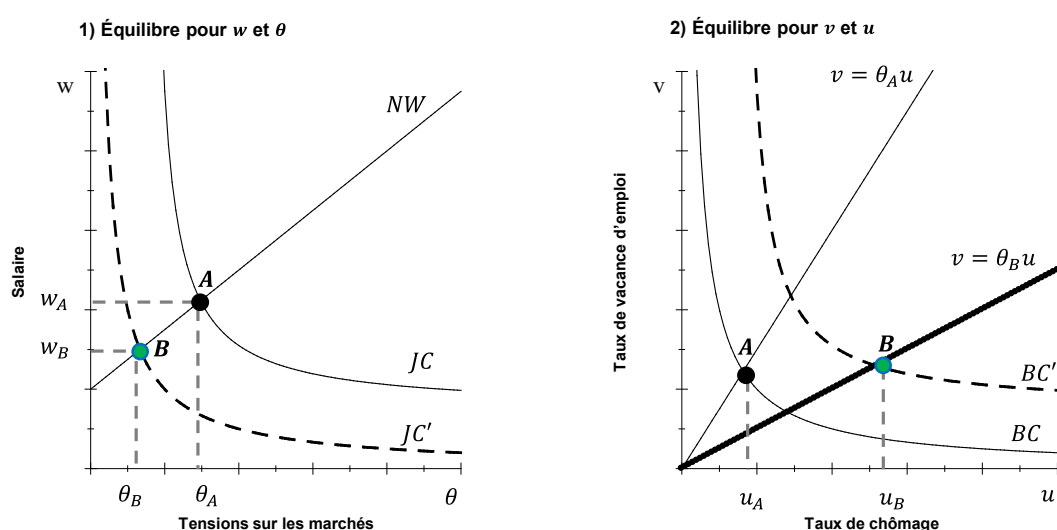
<sup>82</sup> La spécification de modèle actuelle ne tient pas compte des flux entrants et sortants du pool de personnes inactives mais en âge de travailler.

<sup>83</sup> Cela signifie qu'il n'y a pas de déplacement de la courbe  $NW$  à la suite d'un choc d'efficacité de l'appariement de l'emploi.

égales par ailleurs, les salaires et  $\theta$  diminuent<sup>84</sup>. L'extension du modèle à des taux de destruction d'emplois endogènes – où  $\delta$  dépend du niveau de productivité de l'appariement de l'emploi – suggère une hausse encore plus prononcée de ce ratio dans la mesure où des niveaux plus faibles de productivité de l'appariement correspondent alors à des taux plus élevés de destruction d'emplois. Cela comprimerait davantage encore le salaire offert dans la condition de création d'emplois. Cette discussion fait apparaître l'existence probable d'un important canal de la demande lorsqu'on tient compte des effets de l'efficacité de l'appariement de l'emploi. De manière plus générale, une plus forte inadéquation des compétences sur le marché du travail pourrait nuire à la productivité de l'appariement de l'emploi et faire baisser les salaires que les entreprises sont prêtes à offrir.

## Figure A

Un modèle basique de recherche et d'appariement



Source : Auteurs.

Note : Sur la base de Pissarides (C.A.), op. cit.

S'agissant de la figure A.2, la courbe linéaire à la hausse suit la définition des tensions  $v = \theta_A u$  avec la même pente  $\theta_A$  que celle déterminée à la figure A.1. La courbe dont la pente est baissière correspond à l'équation  $BC$ . Une modification de l'efficacité de l'appariement affectera les deux courbes. La courbe de Beveridge se déplacera vers l'extérieur en raison de la moindre probabilité de trouver du travail. La courbe linéaire va s'aplatir à la suite de l'atténuation des tensions de  $\theta_A$  à  $\theta_B$  comme dans la figure A.1. Cela implique que la variation du taux de chômage est amplifiée par la variation de  $\theta$ .

**En conclusion, un choc d'efficacité négatif entraîne une atténuation des tensions sur le marché,  $\theta$ , une baisse des salaires et une hausse du chômage.** Reste à définir l'effet sur le taux de vacance de l'emploi, qui dépend du paramétrage final de l'intégralité du modèle.

<sup>84</sup> Ce ratio peut être interprété comme le coût de recherche moyen attendu associé à la diffusion d'une offre de poste. Si les entreprises continuent d'offrir des postes et que le marché (la fonction d'appariement) ne permet pas une mise en adéquation suffisante, les entreprises devront supporter des coûts de recherche plus élevés ou accentuer leur effort de recherche afin de pourvoir les postes vacants. Exprimés en valeur présente nette, ces coûts de recherche et d'appariement plus élevés affecteront négativement la vigueur de la demande de travail et les salaires offerts.

### Encadré 3

#### Les tensions sur le marché du travail et l'efficacité dans la courbe de Phillips pour les salaires

Mario Porqueddu

**Le présent encadré a pour objectif de déterminer si la combinaison des tensions sur le marché du travail et de l'efficacité de l'appariement peut contribuer à expliquer la croissance des salaires dans la zone euro dans une courbe de Phillips augmentée.** La raison pour laquelle les salaires n'ont augmenté que modérément entre 2013 et 2017 en dépit d'une baisse sensible du taux de chômage de la zone euro n'apparaît pas encore clairement. La courbe de Phillips d'origine suggérait une relation inverse simple entre la hausse des salaires et le taux de chômage, c'est-à-dire que plus le taux de chômage est faible, plus la croissance des salaires est élevée<sup>85</sup>. Les spécifications plus récentes de la courbe de Phillips pour les salaires, comme par exemple dans Galí<sup>86</sup> sont plus complexes ; elles suggèrent que la croissance des salaires nominaux est déterminée par l'orientation conjoncturelle de l'économie, les anticipations d'inflation et les évolutions de la croissance de la productivité. Les conditions d'équilibre d'une version simple du modèle de recherche et d'appariement laissent penser qu'un facteur supplémentaire est nécessaire pour décrire intégralement les évolutions de la relation vacance d'emploi-chômage. Des mesures de l'efficacité du marché de l'emploi devraient par conséquent être intégrées dans la courbe de Phillips pour les salaires dans la mesure où, de manière empirique, les tensions sur le marché du travail et l'efficacité peuvent donner des informations différentes au cours du cycle d'activité.

**La forme fonctionnelle précise de la courbe de Phillips pour les salaires (par exemple en termes de structure du décalage ou de linéarité par opposition à la non linéarité) et les déterminants choisis font toujours l'objet de discussions.** L'une des façons de se protéger contre une telle incertitude du modèle consiste à utiliser un large éventail d'estimations pour le cycle du marché du travail, les anticipations d'inflation et la croissance de la productivité<sup>87</sup>. Cet encadré présente les résultats pour un ensemble de courbes de Phillips pour les salaires qui alternent 18 mesures des capacités inutilisées (notamment le taux de chômage, l'écart de chômage provenant de diverses institutions (BCE, FMI, OCDE) et les tensions sur le marché du travail), 16 mesures des anticipations d'inflation (notamment celles collectées par le Consensus économique et celles de l'enquête de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels (EPP) et les retards de l'inflation totale) ainsi que les mesures de l'efficacité du marché du travail<sup>88</sup>. Un tiers des spécifications sont standard, sans mesure de l'efficacité du marché du travail, un tiers incluent la mesure de l'efficacité

<sup>85</sup> Phillips (A.W.), « *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957* », *Economica, New Series*, vol. 25, n° 100, 1958, p. 283-299.

<sup>86</sup> Galí (J.), « *The Return of the Wage Phillips Curve* », NBER Working Papers, n° 15758, 2010. Le modèle néo-keynésien standard avec une fixation échelonnée des salaires implique une relation dynamique simple entre la hausse des salaires et l'emploi. Galí constate que même dans l'hypothèse forte d'un taux de chômage naturel constant, cette relation simple représente assez bien la corrélation entre la hausse des salaires et le taux de chômage aux États-Unis.

<sup>87</sup> Cette approche de modélisation à plusieurs modèles prédictifs est similaire à celle appliquée pour la courbe de Phillips pour les prix dans Ciccarelli (M.) et Osbat (C.), « *Low inflation in the euro area: Causes and consequences* », *Occasional Paper Series*, n° 181, BCE, Frankfurt am Main, janvier 2017, et dans l'article intitulé « *Drivers of underlying inflation in the euro area over time: a Phillips curve perspective* » dans le présent *Bulletin économique*.

<sup>88</sup> Les courbes de Phillips pour les salaires sont spécifiées comme étant une régression de la rémunération nominale par tête (exprimée en termes de croissance trimestrielle annualisée) sur son propre décalage, sur le premier décalage d'une mesure des capacités inutilisées sur le marché du travail, sur la croissance de la productivité, sur une mesure de l'inflation attendue, sur l'interception et sur les mesures de l'efficacité du marché du travail. Nous estimons 864 spécifications au total.

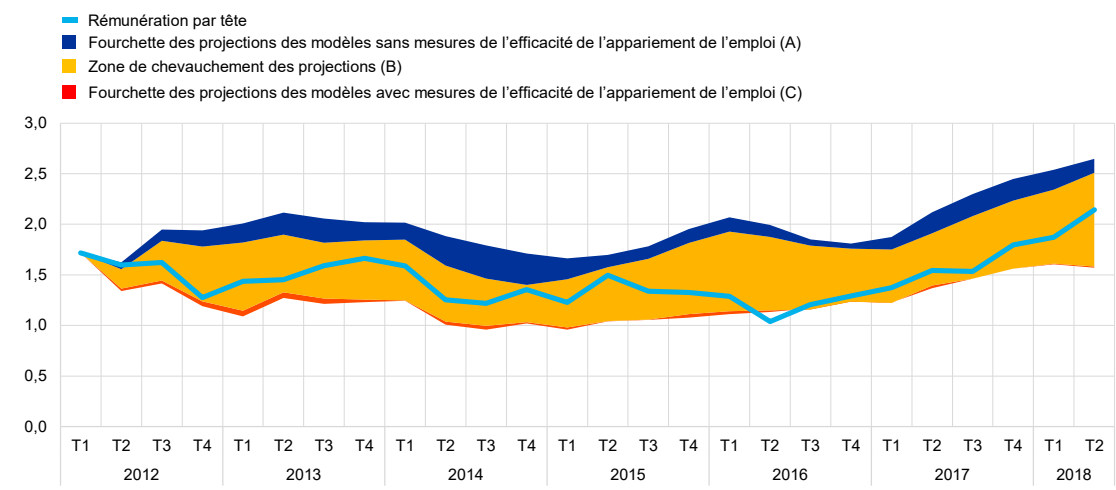
du marché du travail calculée à partir de la courbe de Beveridge et un tiers incluent la mesure calculée à partir de la fonction d'appariement.

**Les mesures de l'efficacité de l'appariement contribuent à expliquer les évolutions modérées des salaires observées par le passé dans la zone euro.** Selon une mesure de l'ajustement (critère d'information de Schwarz), certaines des meilleures spécifications incluent les mesures de l'efficacité du marché de l'emploi. Le graphique A présente la fourchette des trajectoires de la rémunération par tête obtenues en utilisant les modèles de la courbe de Phillips pour les salaires et en les conditionnant à la trajectoire des capacités inutilisées, de la productivité et de l'inflation passée et attendue à partir de 2012. Lorsque les mesures de l'efficacité du marché de l'emploi sont ajoutées aux courbes de Phillips pour les salaires, la fourchette des projections se déplace légèrement vers le bas par rapport aux modèles de référence n'incluant pas ces mesures. Cela laisse penser que les mesures de l'efficacité du marché de l'emploi peuvent présenter une utilité pour expliquer la croissance modérée des salaires dans la zone euro au cours des huit dernières années, dans des proportions assez limitées toutefois.

## Graphique A

Zone euro : prévision conditionnelle de la croissance annuelle de la rémunération par tête

(variations annuelles)



Source : Calculs de la BCE à partir de données provenant d'Eurostat, du FMI, du Consensus économique et de l'EPP.

Notes : Les résultats sont fondés sur une approche de modélisation à plusieurs modèles prédictifs qui inclut un large éventail de spécifications de coefficients fixes de la courbe de Phillips incluant ou excluant les mesures de l'inefficacité du marché de l'emploi. Les paramètres sont estimés sur la période d'échantillon T1 2005-T2 2018. La prévision conditionnelle hors échantillon est réalisée pour la période T1 2012-T2 2018. Les fourchettes retracent les prévisions relatives à la croissance de la rémunération par tête provenant de courbes de Phillips spécifiées de manière différente. Les spécifications incluent des permutations au niveau de la formation des anticipations (rétrospectives ou prospectives), les variables représentant les capacités inutilisées et les mesures de l'efficacité de l'appariement de l'emploi. Dans le graphique, la fourchette des projections des modèles sans mesures de l'efficacité de l'appariement de l'emploi est représentée par la zone bleue et jaune (A+B), tandis que la fourchette des projections des modèles incluant les mesures de l'efficacité de l'appariement de l'emploi est représentée par la zone jaune et rouge (B+C).

**La décomposition de la contribution des variables exogènes confirme qu'une diminution de l'efficacité du marché de l'emploi a un effet modérateur sur les salaires.** Le graphique B présente la contribution des variables exogènes à la croissance des salaires (exprimée comme un écart par rapport à la moyenne de long terme) pour une spécification qui inclut les tensions sur le marché du travail et l'efficacité de l'appariement. Entre 2012 et 2015, les évolutions conjoncturelles mesurées par les tensions sur le marché de l'emploi expliquent l'essentiel des évolutions des salaires inférieures à la moyenne, tandis qu'en 2017 et 2018, la contribution devient positive. L'inefficacité du marché du travail a un effet modérateur sur les salaires sur la totalité de la période et en particulier en 2013 et 2014. La faible inflation est un facteur supplémentaire très important à l'origine de l'atonie

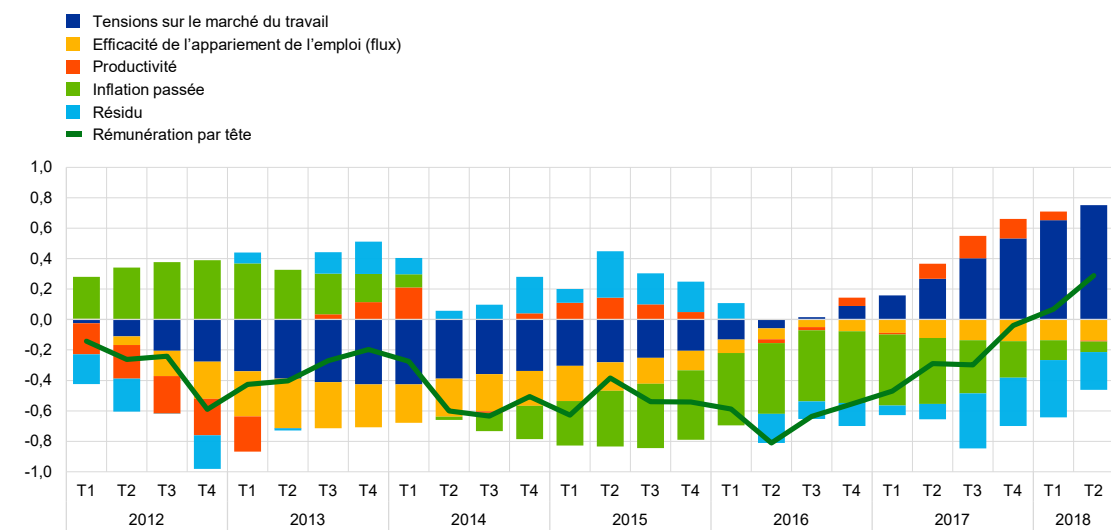


de la croissance des salaires, en particulier en 2016. Des résultats similaires peuvent être obtenus en utilisant uniquement le taux de chômage, la contribution de cette variable correspondant à l'impact combiné des tensions sur le marché de l'emploi et de l'efficacité de l'appariement.

## Graphique B

Zone euro : contribution de différentes variables exogènes conformément à une courbe de Phillips pour les salaires.

(en point de pourcentage)



Source : Calculs des services de la BCE.

Notes : La ligne verte représente les écarts de la croissance annuelle de la rémunération par tête par rapport à sa moyenne de long terme. Les contributions (y compris les résidus) sont également présentées comme des écarts par rapport à leur moyenne de long terme. Les contributions sont calculées à partir d'une équation dans laquelle la rémunération par tête (le taux de croissance trimestriel annualisé) est régressée par rapport à son propre décalage, à une mesure des capacités inutilisées (tensions sur le marché du travail), à la mesure de l'efficacité de l'appariement de l'emploi calculée à partir des résidus de la fonction d'appariement du marché de l'emploi, à la croissance de la productivité, à la moyenne mobile sur quatre trimestres de l'inflation totale et à une constante. Les évolutions antérieures de ces variables ont un impact sur la rémunération par tête actuelle par le biais de la rémunération par tête décalée. Dans le graphique, ces contributions sont associées aux variables exogènes individuelles tout en montrant une contribution générique de la rémunération par tête décalée.

**Les résultats laissent penser que malgré certaines réserves, les mesures de l'efficacité du marché de l'emploi contribuent à expliquer la croissance modérée des salaires observée dans la zone euro par le passé.** Ces réserves sont liées au fait que l'analyse ne permet pas une interprétation structurelle des chocs qui expliquerait les évolutions des salaires, c'est-à-dire qu'il n'existe pas nécessairement un lien de causalité entre les variables explicatives décrites dans le graphique B et les bas salaires, dans la mesure où ils pourraient simplement réagir aux mêmes chocs communs. Par ailleurs, la fiabilité de ces résultats est affectée par le faible nombre d'observations disponibles pour ces mesures et, par conséquent, par la longueur de l'échantillon d'estimation. Même si ce cadre offre une perspective utile et complémentaire pour comprendre les évolutions des salaires et peut contribuer à expliquer en partie les évolutions modérées des salaires observées dans la zone euro par le passé, les implications quantitatives globales pour les salaires sont largement cohérentes avec celles ressortant de l'approche par la courbe de Phillips standard.

## 4 Conclusions

**L'article analyse les principaux profils d'évolution de la courbe de Beveridge et souligne l'importance à la fois des tensions sur le marché du travail et de l'efficacité de ce marché.** La courbe de Beveridge semble s'être sensiblement déplacée vers l'extérieur dans la zone euro, le taux de chômage étant à peu près

similaire à celui observé avant la crise et le taux de vacance d'emploi étant actuellement nettement plus élevé. Nos conclusions empiriques montrent qu'il y a eu une détérioration significative de l'efficacité agrégée de l'appariement depuis le début de la crise. La détérioration de l'efficacité de l'appariement n'est pas nécessairement structurelle et contient des informations conjoncturelles utiles pouvant être utilisées pour évaluer l'état du marché du travail et les implications possible pour les évolutions des salaires. Nous montrons qu'une diminution de l'efficacité de l'appariement peut avoir légèrement contribué à l'affaiblissement de la dynamique des salaires. Ce cadre contribue par conséquent à améliorer notre compréhension des fluctuations du chômage et des salaires. Toutefois, les implications quantitatives pour les salaires présentées dans cet article ne diffèrent que légèrement de celles issues de l'approche par la courbe de Phillips standard.

**Les raisons à l'origine de la forte diminution de l'efficacité de l'appariement nécessitent des analyses plus approfondies de l'hétérogénéité et de la composition du marché du travail.** Selon des études récentes, les deux principaux facteurs à l'origine de la diminution de l'efficacité de l'appariement sont l'hétérogénéité accrue du pool des chômeurs et la plus forte dispersion des taux de chômage entre les pays. Toutefois, d'autres facteurs peuvent être à l'œuvre. Premièrement, la dynamique de la population active et sa composition peuvent également exercer une incidence sur l'efficacité du marché du travail. Le taux d'activité a augmenté régulièrement depuis le début des années 2000 mais la hausse a été inférieure au taux moyen depuis la crise. Par conséquent, dans le contexte de l'analyse de la courbe de Beveridge de la zone euro, le déplacement vers l'extérieur observé en 2011 ne peut être lié aux évolutions du taux d'activité. Deuxièmement, le rôle des redéploiements sectoriels peut également avoir légèrement contribué au déplacement vers l'extérieur de la courbe de Beveridge, les redéploiements étant généralement associés à une hausse significative des taux de cessation d'emploi. Toutefois, le moment où intervient le déplacement vers l'extérieur de la courbe de Beveridge ne peut réellement être lié à la légère variation du taux de cessation d'emploi dans la zone euro en 2011.

## Les facteurs de l'inflation sous-jacente dans l'économie de la zone euro : une perspective basée sur la courbe de Phillips

Elena Bobeica et Andrej Sokol

Dans cet article, nous passons en revue l'évolution de l'IPCH de la zone euro hors énergie et produits alimentaires depuis la Grande crise financière sur la base de la courbe de Phillips. Cette période est particulièrement intéressante car l'économie de la zone euro a connu deux récessions (en 2008-2009 et en 2011-2014) et un épisode prolongé de faible inflation à partir de 2013. Nous estimons plusieurs modèles de courbe de Phillips pour la zone euro et examinons l'interprétation des évolutions de l'inflation qu'ils fournissent dans le temps. Nous constatons que nos modèles peuvent expliquer en grande partie la faiblesse de l'inflation sous-jacente entre 2013 et mi-2017, mais pas vers la fin de notre échantillon.

### 1 Exposé des motifs et vue d'ensemble

**La décennie qui s'est écoulée depuis le début de la Grande crise financière en 2008 est connue pour la « double énigme » qui caractérise les évolutions de l'inflation dans les économies avancées.** Les premières années suivant la crise sont associées à un épisode de *désinflation manquante*, l'inflation ayant moins diminué que l'on n'aurait pu s'y attendre compte tenu des récessions qui ont suivi <sup>89</sup>. Plus récemment, avec la reprise progressive enregistrée par la plupart des économies, les économistes se sont interrogés sur le phénomène d'*inflation manquante* <sup>90</sup>, ce dernier épisode étant beaucoup plus persistant. Dans la zone euro, si l'on prend comme références les moyennes depuis le lancement de l'euro, on constate que l'inflation mesurée par l'IPCH total ainsi que l'inflation mesurée par l'IPCH hors énergie et produits alimentaires (IPCHX, ci-après « inflation sous-jacente ») sont revenues au-dessous de leurs moyennes respectives après 2009 (cf. graphique 1), alors qu'un recul plus marqué aurait été prédit avec un phénomène de *désinflation manquante*. Après une brève période de reprise, les taux d'inflation ont de nouveau baissé à partir de 2013, amorçant une période prolongée d'inflation inférieure à la moyenne qui, dans le cas de l'inflation sous-jacente, persiste encore aujourd'hui. Dans l'hypothèse d'une *inflation manquante*, ce dernier épisode est difficile à concilier avec la reprise progressive de l'activité économique dans la zone euro, qui a ramené le taux de chômage à ses niveaux d'avant la crise (cf. graphique 2).

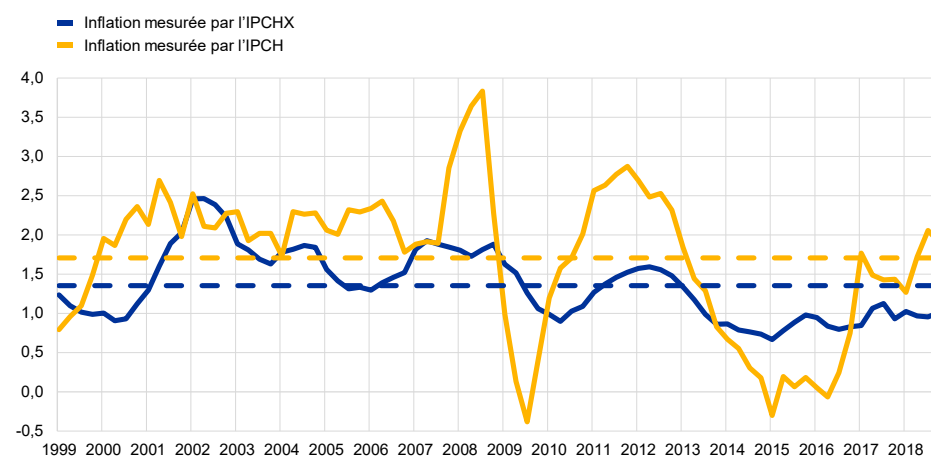
<sup>89</sup> Coibion (O.) et Gorodnichenko (Y.), « *Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation* », *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7(1), 2015, p. 197-232 ; Ciccarelli (M.) et Osbat (C.) (eds.), « *Low inflation in the euro area: Causes and consequences* », *Occasional Paper Series* n° 181, BCE, 2017.

<sup>90</sup> Constâncio (V.), « *Understanding Inflation Dynamics and Monetary Policy* », remarques formulées à l'occasion du Jackson Hole Economic Policy Symposium, Banque fédérale de réserve de Kansas City, 29 août 2015 ; Bobeica (E.) et Jarociński (M.), « *Missing Disinflation and Missing Inflation: A VAR Perspective* », *International Journal of Central Banking*, vol. 15(1), 2019, p. 199-232.

## Graphique 1

Inflation mesurée par l'IPCH et inflation mesurée par l'IPCH hors énergie et produits alimentaires dans la zone euro

(variations annuelles en pourcentage)



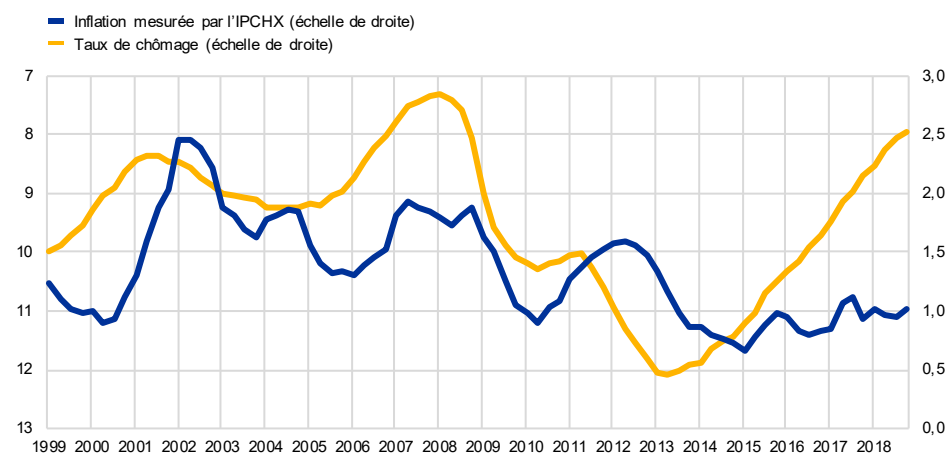
Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

Note : Les lignes en pointillé représentent les moyennes historiques depuis 1999.

## Graphique 2

Inflation mesurée par l'IPCH hors énergie et produits alimentaires et taux de chômage dans la zone euro

(variations annuelles en pourcentage (échelle de droite), pourcentages (échelle de gauche, inversée))



Source : Eurostat.

**Les universitaires comme les experts des marchés utilisent plusieurs versions de la courbe de Phillips pour comprendre les évolutions de l'inflation et communiquer dans ce domaine.** Au sens large, la courbe de Phillips exprime la

notion de théorie économique selon laquelle l'activité économique, et plus précisément le degré d'offre ou de demande excédentaire, devrait avoir un effet sur l'évolution des prix et l'inflation. Cette relation est fondée sur de nombreuses théories économiques populaires, comme le cadre nouveau keynésien, dans lequel l'inflation est principalement liée aux coûts marginaux des entreprises (souvent approximatés par une mesure des capacités inutilisées de l'économie) et aux anticipations d'inflation prospectives. En tant qu'outil empirique, les courbes de Phillips ont longtemps été très

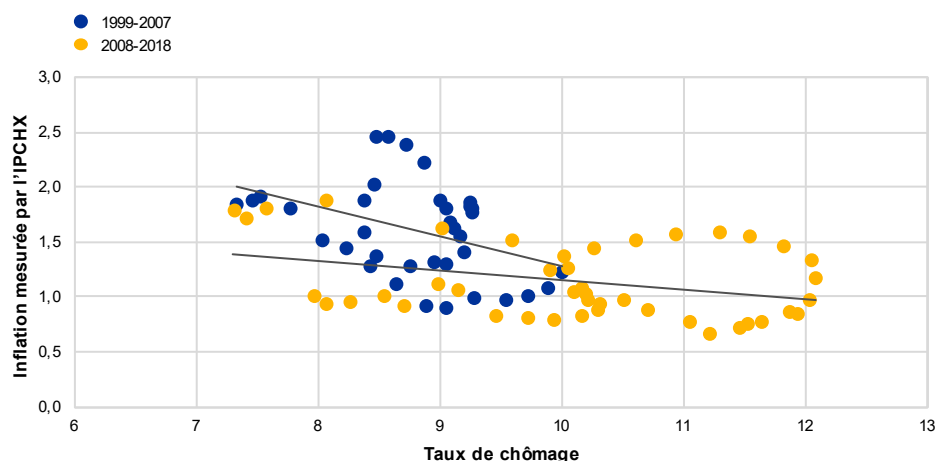
populaires et c'est précisément pour cette raison que les épisodes de *désinflation manquante* et d'*inflation manquante* ont suscité d'intenses débats : la relation existe-t-elle encore ou non (courbe pentue ou plate), est-elle linéaire ou non linéaire ?

**Les tentatives pour relier simplement le comportement de l'inflation au niveau de l'activité économique soulèvent d'importantes questions.** Par exemple, un examen simpliste de la stabilité d'une telle relation (cf. graphique 3) donnerait à penser que, par rapport à la période précédant la crise, la courbe retraçant la relation entre activité réelle et inflation pourrait s'être « aplatie » au cours de la période suivante qui comprend les deux épisodes d'« énigme ». Mais de nombreux facteurs économiques peuvent déplacer le niveau d'inflation pour un volume donné de capacités inutilisées, ce qui brouille la relation économique sous-jacente lorsqu'on l'examine dans un nuage de points. Par exemple, les anticipations d'inflation et le coût des intrants importés sont des éléments importants des décisions relatives à la fixation des prix, et leurs modifications peuvent entraîner des déplacements de la courbe de Phillips sans nécessairement modifier sa pente. Par ailleurs, le comportement des agents économiques pourrait changer au fil du temps, par exemple selon que l'économie est ou non en récession, ce qui signifie que la pente pourrait varier sur différentes périodes. Si de telles considérations ne sont pas dûment prises en compte, on risque de tirer des conclusions erronées quant à la force de la relation entre inflation et activité économique.

### Graphique 3

Inflation mesurée par l'IPCHX et taux de chômage dans la zone euro

(axe des abscisses : pourcentages ; axe des ordonnées : variation en pourcentage)



Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

Note : Les lignes de régression linéaire pour les deux échantillons sont en gris.

**La BCE s'est également appuyée sur des modèles de courbe de Phillips pour comprendre et communiquer sur les évolutions de l'inflation depuis la Grande crise financière.** La courbe de Phillips est un moyen intuitif mais puissant de traduire la relation entre inflation et activité économique, qui est au cœur de la politique monétaire. Ainsi, comme dans d'autres banques centrales et institutions publiques (cf. l'encadré 1 pour des études de cas), les courbes de Phillips constituent un élément de la boîte à outils analytique que la BCE utilise régulièrement pour analyser

et communiquer sur les évolutions de l'inflation (et de la croissance salariale)<sup>91</sup>. Les estimations à forme réduite de cette relation restent populaires en raison de leur simplicité et de leur transparence. Toutefois, elles doivent faire l'objet d'un suivi régulier pour conserver leur utilité à des fins d'analyse, de prise de décision et de communication. Cela concerne tous les choix importants qui doivent être faits pour leur structure empirique : par exemple, faut-il se concentrer sur l'inflation totale – qui est plus exposée aux prix des matières premières et autres chocs externes – ou sur des mesures de l'inflation sous-jacente ; quelle mesure la plus appropriée de l'activité économique faut-il retenir ; quels autres facteurs mondiaux et/ou domestiques de l'inflation, à part l'activité économique doit-on inclure ; et doit-on permettre à la relation de changer de manière plus complexe, par exemple en fonction de la phase du cycle économique ? La section 2 et l'encadré 2 portent sur certains de ces enjeux fondamentaux. Dans la section 3, nous réexaminons ensuite l'évolution récente de l'inflation dans la zone euro à l'aide d'un large éventail de modèles de courbe de Phillips à forme réduite. Nous constatons que les courbes de Phillips estimées et leurs principaux déterminants peuvent expliquer une grande partie de la faiblesse de l'inflation sous-jacente depuis 2013, mais que les tout derniers résultats ne sont pas expliqués correctement par nos modèles.

## Encadré 1

### Expériences d'autres pays en matière de courbes de Phillips

Alexander Al-Haschimi

Les grandes banques centrales utilisent la courbe de Phillips pour évaluer et communiquer les évolutions de l'inflation. Par exemple, le Système fédéral de réserve examine de près la mesure dans laquelle les courbes de Phillips estimées à l'aide de diverses approches peuvent expliquer les données sur l'économie américaine<sup>92</sup>. Certains résultats laissent penser qu'aux États-Unis, le lien entre chômage et inflation s'est affaibli avec le temps. En effet, au cours des dernières années, les États-Unis ont connu simultanément un faible taux de chômage et un faible taux d'inflation, ce qui est cohérent avec une courbe de Phillips plus plate. Selon le président de la Réserve fédérale américaine, Jerome Powell, un certain nombre de facteurs ont affaibli l'effet sur l'inflation des tensions sur le marché du travail<sup>93</sup>. L'un des facteurs cités a été une conduite plus efficace de la politique monétaire qui s'est traduite par un meilleur ancrage des anticipations d'inflation. D'autres facteurs sont potentiellement liés à l'internationalisation des structures de production et à l'augmentation du contenu en importations des biens consommés qui donnent aux taux de change et aux prix mondiaux un plus grand rôle dans la détermination des prix<sup>94</sup>.

<sup>91</sup> Cf. l'encadré 3 de l'article intitulé « Le marché du travail de la zone euro à travers le prisme de la courbe de Beveridge » du présent *Bulletin économique*.

<sup>92</sup> Cf. Yellen (J.L.), « *Inflation Dynamics and Monetary Policy* », discours prononcé au *Philip Gamble Memorial Lecture*, University of Massachusetts, Amherst, 24 septembre 2015.

Yellen (J.L.), « *Inflation, Uncertainty and Monetary Policy* », discours prononcé lors de la 59<sup>e</sup> réunion annuelle de la *National Association for Business Economics*, Cleveland, Ohio, 26 septembre 2017.

<sup>93</sup> Powell (J.), « *Monetary Policy and Risk Management at a Time of Low Inflation and Low Unemployment* », discours prononcé lors de la 60<sup>e</sup> réunion annuelle de la *National Association for Business Economics*, 2 octobre 2018.

<sup>94</sup> Williams (J.C.), « Discussion of 'Prospects for Inflation in a High Pressure Economy: Is the Phillips Curve Dead or Is It Just Hibernating?' par Peter Hooper, Frederic S. Mishkin, et Amir Sufi », remarques formulées au *2019 US Monetary Policy Forum*, Banque fédérale de réserve de New York, 22 février 2019.

Une question connexe, particulièrement pertinente étant donné les tensions très marquées sur les marchés du travail dans certaines économies avancées, dont les États-Unis et le Japon, est de savoir dans quelle mesure la courbe de Phillips est non linéaire. Lors de son intervention au *2019 US Monetary Policy Forum*, John Williams a également évoqué la possibilité que la relation emploi/inflation devienne plus étroite uniquement lorsque le chômage est très faible, comme l'ont suggéré Hooper, Mishkin et Sufi (2019)<sup>95</sup>. Ce résultat serait donc très pertinent pour les autorités monétaires, car il donne à penser que, en dépit de la coexistence jusqu'à présent de tensions sur le marché du travail et d'une faible inflation, une nouvelle accentuation des tensions sur le marché du travail américain pourrait conduire à une hausse de l'inflation supérieure à sa cible. Williams a souligné que, souvent, les résultats de ce type de non-linéarité dans la courbe de Phillips ne sont pas robustes mais que leur existence modifierait considérablement les arbitrages stratégiques auxquels une banque centrale est confrontée<sup>96</sup>.

Au Japon, la linéarité de la courbe de Phillips a également été contestée<sup>97</sup>. Le Japon a également connu des tensions sur le marché du travail et une faible inflation, ce qui pourrait indiquer un aplatissement de la courbe de Phillips. Plusieurs raisons peuvent expliquer pourquoi le faible taux de chômage du pays n'influe pas plus fortement sur la hausse des salaires et des prix. Certains des facteurs cités sont d'ordre structurel et liés en partie à la préférence des travailleurs pour la stabilité de l'emploi par rapport à une hausse de leur salaire, ainsi qu'aux capacités inutilisées cachées du marché du travail, les travailleurs à temps partiel involontaires n'étant pas entièrement pris en compte par le taux de chômage. Toutefois, comme aux États-Unis, la question de savoir à quel moment un taux de chômage faible et en baisse devrait entraîner des hausses plus importantes des salaires et des prix fait l'objet d'un débat. Harada (2018) a récemment discuté de cette question dans un cadre de courbe de Phillips. Il a présenté des estimations suggérant que l'inflation réagit davantage à la situation sur le marché du travail lorsque le taux de chômage tombe au-dessous de 3 %, et a conclu que cela pourrait impliquer qu'une baisse supplémentaire du taux de chômage est nécessaire pour que l'inflation atteigne sa cible de 2 % (cf. graphique A)<sup>98</sup>.

<sup>95</sup> Williams (2019), *op. cit.* ; et Hooper (P.), Mishkin (F.S.) et Sufi (A.), « *Prospects for Inflation in a High Pressure Economy: Is the Phillips Curve Dead or is It Just Hibernating?* », document présenté lors du *2019 US Monetary Policy Forum*, février 2019. Pour un calcul théorique de courbe de Phillips non linéaire, cf. Benigno (P.) et Ricci (L.), « *The Inflation-Output Trade-Off with Downward Wage Rigidities* », *American Economic Review*, vol. 101(4), 2011, p. 1436-1466 ; pour un examen empirique des données, cf., par exemple, Albuquerque (B.) et Baumann (U.), « *Will US inflation awake from the dead? The role of slack and non-linearities in the Phillips curve* », *Journal of Policy Modeling*, vol. 39(2), 2017, p. 247-271.

<sup>96</sup> Ce résultat et la réserve qui l'accompagne correspondent à certaines des conclusions sur la non-linéarité potentielle de la relation de Phillips dans la zone euro examinées dans l'encadré 2.

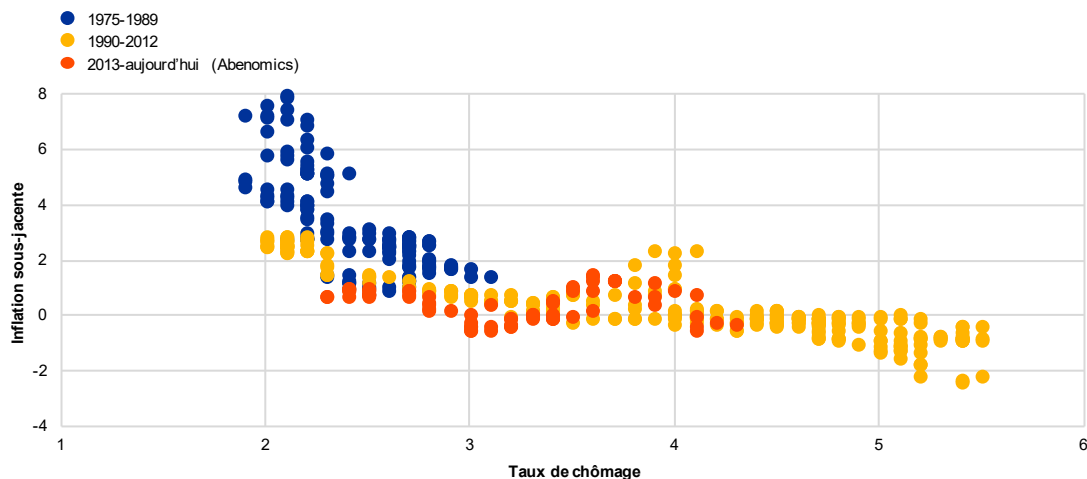
<sup>97</sup> Cf. par exemple, Iwasaki (Y.), Muto (I.) et Shintani (M.), « *Missing Wage Inflation? Downward Wage Rigidity and the Natural Rate of Unemployment* », *Bank of Japan Research Laboratory Series*, n° 18-E-3, 2018 ; Hara (N.), Kazuhiro (H.) et Ichise (Y.), « *Changing Exchange Rate Pass-Through in Japan: Does It Indicate Changing Pricing Behavior?* », *Bank of Japan Working Paper Series*, n° 15-E-4, 2015.

<sup>98</sup> Harada (Y.), « *Economic Activity, Prices and Monetary Policy in Japan* », discours, Ishikawa, Japan, 4 juillet 2018.

## Graphique A

### La courbe de Phillips pour le Japon

(axe des abscisses : pourcentages ; axe des ordonnées : variation en pourcentage)



Sources : Ministère japonais des Affaires intérieures et des communications et Haver Analytics.

Notes : Inflation sous-jacente en variations annuelles en pourcentage, mesurée comme l'indice des prix à la consommation pour tous les postes, à l'exclusion des produits alimentaires frais, des boissons non alcoolisées et de l'énergie, et corrigées des variations de la taxe à la consommation. « Abenomics » fait référence à la politique économique du Premier ministre japonais Shinzō Abe.

## 2 Quels choix de modèles de courbe de Phillips pour l'inflation sous-jacente dans la zone euro ?

Nous suivons une approche à plusieurs modèles prédictifs et appliquons aux données un grand nombre de modèles de courbe de Phillips de forme réduite à équation unique. Comme souligné dans BCE (2014)<sup>99</sup>, il existe d'innombrables spécifications empiriques – également plausibles – de la courbe de Phillips, reflétant des choix divers, comme les variables à inclure, la forme fonctionnelle et la stratégie d'estimation. Un moyen de limiter une part de l'incertitude liée au modèle consiste à choisir une spécification générique et à en estimer différentes versions en modifiant la façon de mesurer chaque variable – une approche dénommée « modélisation à plusieurs modèles prédictifs » ou *thick modelling*<sup>100</sup>. La spécification générale est la suivante :

$$\pi_t = c + \gamma \cdot \pi_{t-1} + \alpha \cdot \pi_t^e + \beta \cdot x_{t-1} + \gamma \cdot Z_{t-l} + \varepsilon_t$$

où  $\pi_t$  représente l'inflation,  $\pi_t^e$  est une mesure des anticipations d'inflation,  $x_t$  est une mesure de l'activité économique ou de la sous-utilisation des capacités productives, tandis que  $Z_{t-l}$  correspond aux chocs externes sur les prix qui, dans certaines spécifications, figurent dans l'équation avec un délai plus long  $l$  afin de rendre compte d'une répercussion plus lente sur les prix intérieurs. Le choix de la forme fonctionnelle et de la stratégie d'estimation répond à un souci de maniabilité et de simplicité, mais reflète également la faculté avérée de ces modèles de convenir

<sup>99</sup> « La courbe de Phillips dans la zone euro », *Bulletin mensuel*, BCE, juillet 2014.

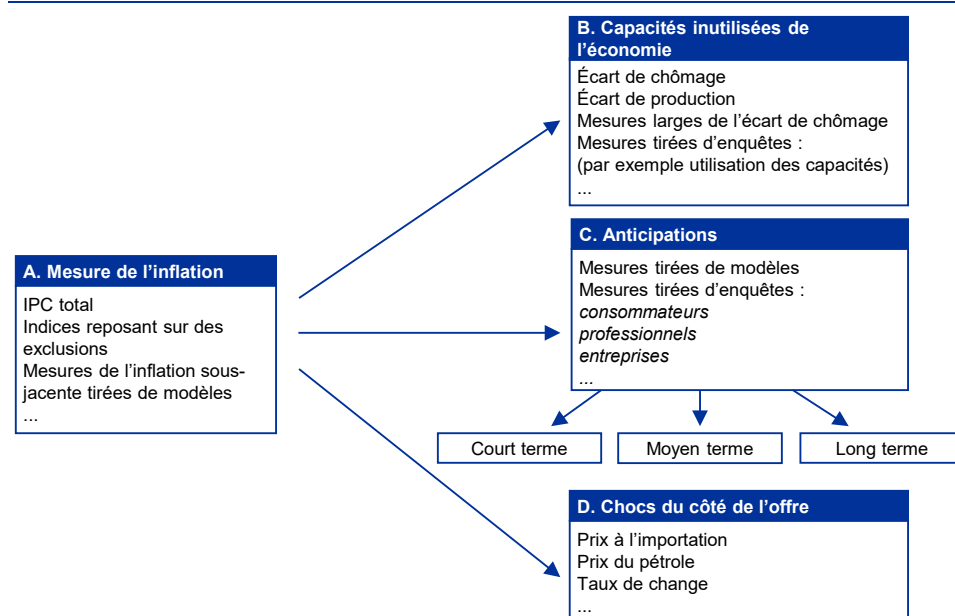
<sup>100</sup> Granger (C.W.J.) et Jeon (Y.), « *Thick modelling* », *Economic Modelling*, vol. 21(2), 2004, p. 323-343.



assez bien aux données de la zone euro <sup>101</sup>. En effet, le modèle est une version empirique d'une courbe de Phillips hybride du courant « nouveau keynésien », où l'inflation résulte d'anticipations d'inflation prospectives (approximées ici par des mesures tirées d'enquêtes), où les évolutions passées de l'inflation jouent également un rôle (pour rendre compte des anticipations rétrospectives et d'autres sources de persistance dans la fixation des prix) et où les coûts marginaux des entreprises sont approximatés par des mesures de la sous-utilisation des capacités productives ou de l'activité économique. Des variables externes sont incluses pour tenir compte d'une source importante de chocs d'offre. La figure 1 présente une synthèse des principaux choix de spécification, sans chercher à retracer toutes les possibilités de manière exhaustive.

**Figure 1**

Arbre de décision stylisé pour la spécification d'un modèle de courbe de Phillips de forme réduite



Source : BCE.

**Tandis que l'objectif de la BCE est défini sans ambiguïté en termes d'inflation totale mesurée par l'IPCH, nous mettons l'accent dans cet article sur les mesures de l'inflation sous-jacente, qui sont moins volatiles et peuvent contribuer à identifier et à illustrer les principaux déterminants des évolutions des prix (cf. figure 1, partie A).** Les évolutions de la hausse de l'indice des prix à la consommation (IPC) peuvent être influencées temporairement par des facteurs à court terme, comme les fluctuations des prix des matières premières. Pour mettre l'accent sur les facteurs plus persistants de l'inflation, on préfère utiliser les mesures sous-jacentes de l'inflation dans de nombreuses applications empiriques du modèle de la courbe de Phillips (et au-delà). Or, il existe de nombreuses mesures de l'inflation sous-jacente. Les plus fréquemment utilisées sont les mesures d'exclusion

<sup>101</sup> Pour une analyse de cette spécification, cf. Ciccarelli et Osbat, *eds.* (2017), *op. cit.* Les courbes de Phillips figurent également dans des modèles structurels plus riches ; dans le présent article nous mettons l'accent sur les modèles de forme réduite, essentiellement par souci de simplicité.

permanente (comme l'IPCH hors énergie et produits alimentaires), les mesures d'exclusion temporaire et les mesures fondées sur des modèles <sup>102</sup>.

**Nous utilisons plusieurs mesures de la sous-utilisation des capacités ou de l'activité pour rendre compte de l'incidence des coûts des entreprises sur l'inflation (cf. figure 1, partie B) <sup>103</sup>.** La plupart des approches empiriques reposent sur l'hypothèse que les coûts marginaux sont proportionnels à la sous-utilisation des capacités de l'économie <sup>104</sup>, approximée par l'écart de production ou l'écart de chômage. Ces écarts non observables peuvent être obtenus en utilisant des techniques de filtrage statistique, via des estimations de la production potentielle reposant sur une fonction de production (méthodologies de l'OCDE ou du FMI, par exemple), ou de façon endogène, en cohérence avec les évolutions de l'inflation, comme d'après Blanchard *et al.* (2015), Jarociński et Lenza (2018) et Chan *et al.* (2016) <sup>105</sup>. L'utilisation de mesures multiples est un moyen de réduire l'incertitude du modèle qui entoure inévitablement les estimations de la sous-utilisation des capacités de production de l'économie. Une autre approche consiste à utiliser directement des mesures observables de l'activité économique, comme le taux de chômage ou la croissance du PIB, qui présentent toutefois l'inconvénient de brouiller les facteurs de demande et d'offre. Plus récemment, plusieurs études ont recommandé d'utiliser le taux ou l'écart de chômage à court terme plutôt que des mesures du chômage total <sup>106</sup>. Quelle que soit la mesure de référence, l'estimation en temps réel de la sous-utilisation des capacités soulève des complications supplémentaires, en partie liées aux révisions potentiellement importantes de certaines données macroéconomiques utilisées pour approximer les capacités inutilisées <sup>107</sup>.

**Nous utilisons les mesures tirées d'enquêtes disponibles pour estimer les anticipations d'inflation (cf. figure 1, partie C) <sup>108</sup>.** Les anticipations d'inflation des entreprises et des travailleurs/consommateurs ne sont pas disponibles pour la plupart des pays, aussi plusieurs stratégies ont-elles été adoptées pour résoudre ce problème. Les anticipations rétrospectives, c'est-à-dire le fait de prendre comme hypothèse que les anticipations sont fondées sur l'inflation passée, sont les plus simples, et c'est en partie ce qui motive l'intégration d'un terme d'inflation retardée

<sup>102</sup> Ces trois types de mesures sont expliqués et analysés dans l'article de Erhmann (M.), Ferrucci (G.), Lenza (M.) et O'Brien (D.), « Les mesures de l'inflation sous-jacente pour la zone euro », *Bulletin économique*, numéro 4, BCE, 2018.

<sup>103</sup> Cf. les notes du graphique 4 pour la liste des mesures considérées de la sous-utilisation des capacités.

<sup>104</sup> Il existe une exception où la part de la main-d'œuvre dans les revenus est utilisée comme mesure des coûts marginaux réels : Galí (J.) et Gertler (M.), « *Inflation dynamics: A structural econometric analysis* », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44(2), 1999, p. 195-222.

<sup>105</sup> Blanchard (O.), Cerutti (E.) et Summers (L.H.), « *Inflation and Activity: Two Explorations and Their Monetary Policy Implications* », *Working Paper Series*, n° WP 15-19, Peterson Institute for International Economics, 2015 ; Jarociński (M.) et Lenza (M.), « *An Inflation-Predicting Measure of the Output Gap in the Euro Area* », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 50(6), 2018, p. 1189-1224 ; Chan (J.C.C.), Koop (G.) et Potter (S.M.), « *A Bounded Model of Time Variation in Trend Inflation, Nairu and the Phillips Curve* », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 31(3), 2016, p. 551-565.

<sup>106</sup> Cf. Ball (L.) et Mazumder (S.), « *A Phillips Curve with Anchored Expectations and Short-Term Unemployment* », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 51(1), 2019, p. 111-137, et les références qui y sont citées.

<sup>107</sup> Cf. Szörfi (B.) et Tóth (M.), « Mesures de la sous-utilisation des capacités productives dans la zone euro », *Bulletin économique*, n° 3, BCE, 2018.

<sup>108</sup> Nous considérons les mesures suivantes des anticipations d'inflation : (1-7) mesures du Consensus économique avec un horizon de deux à sept trimestres et anticipations interpolées à long terme du Consensus économique ; (8-11) mesures de l'enquête de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels, à un an, à deux ans et à cinq ans.

dans l'équation (1). Pour mesurer les anticipations prospectives, les mesures tirées d'enquêtes sont un moyen pratique d'approximer les opinions des agents économiques relatives aux évolutions futures des prix. La principale réserve est que ces enquêtes reflètent généralement les anticipations des prévisionnistes professionnels, susceptibles de différer nettement de celles des agents économiques qui fixent les prix ou de celles des consommateurs <sup>109</sup>.

**Nous tenons compte également des chocs d'offre externes susceptibles d'affecter les prix intérieurs (cf. figure 1, partie D) <sup>110</sup>.** Dans un contexte de mondialisation croissante, l'inflation totale comme l'inflation sous-jacente domestiques peuvent être sensibles à divers chocs d'offre externes, tels que ceux provenant des prix des matières premières et des autres prix à l'importation. Des données empiriques pour les États-Unis et d'autres pays montrent bien que les prix à l'importation ont une incidence sur l'inflation dans le cadre d'une courbe de Phillips <sup>111</sup>. En revanche, on trouve moins de données empiriques indiquant l'existence d'une influence indépendante du cycle économique mondial sur l'inflation domestique <sup>112</sup>.

**Le choix de variables pertinentes n'est pas la seule source d'incertitude dans la courbe de Phillips ; la forme fonctionnelle a aussi son importance.** Le choix de spécification est souvent déterminé par le champ et par l'objet de l'analyse ; par exemple, si l'on n'obtient pas d'explication satisfaisante des résultats à l'aide d'une spécification linéaire, on peut alors utiliser des spécifications non linéaires. L'encadré 2 analyse certains écarts importants par rapport au modèle linéaire de référence de l'équation (1) dans le cadre des travaux récents de la BCE sur les courbes de Phillips.

**Nous estimons 550 versions du modèle de référence et constatons que la courbe de Phillips est toujours d'actualité pour la zone euro, mais nous trouvons également des éléments qui montrent l'importance de déterminants de l'inflation autres que l'activité réelle domestique.** Les résultats des estimations font état d'un lien statistiquement significatif et économiquement plausible entre l'inflation dans la zone euro et ses principaux déterminants. S'agissant plus particulièrement de la relation avec l'activité réelle, le graphique 4 retrace la pente de la courbe de Phillips, toutes spécifications confondues, pour chaque mesure de la sous-utilisation des capacités ou de l'activité économique. Dans la quasi-totalité des 550 modèles examinés, la mesure de l'activité réelle est statistiquement significative avec le signe théorique retenu, confirmant l'impression visuelle donnée par le

<sup>109</sup> Coibion et Gorodnichenko (2015), *op. cit.*, soulignent la différence entre les anticipations d'inflation des prévisionnistes professionnels et celles des entreprises, affirmant que ces dernières sont plus proches des anticipations des consommateurs.

<sup>110</sup> Les variables externes utilisées sont les suivantes : (1) variation annuelle des prix des importations en provenance de pays hors zone euro ; (2) variation annuelle des prix du pétrole en euros ; (3) moyenne à long terme des variations antérieures des prix du pétrole ; (4-5) inflation annuelle totale et sous-jacente à l'échelle mondiale, avec des décalages d'une durée appropriée.

<sup>111</sup> Matheson (T.) et Stavrev (E.), « *The Great Recession and the inflation puzzle* », *Economics Letters*, vol. 120(3), 2013, p. 468-472 ; Forbes (K.J.), « *How Have Shanghai, Saudi Arabia, and Supply Chains Affected U.S. Inflation Dynamics?* », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 101(1), First Quarter 2019, p. 27-43.

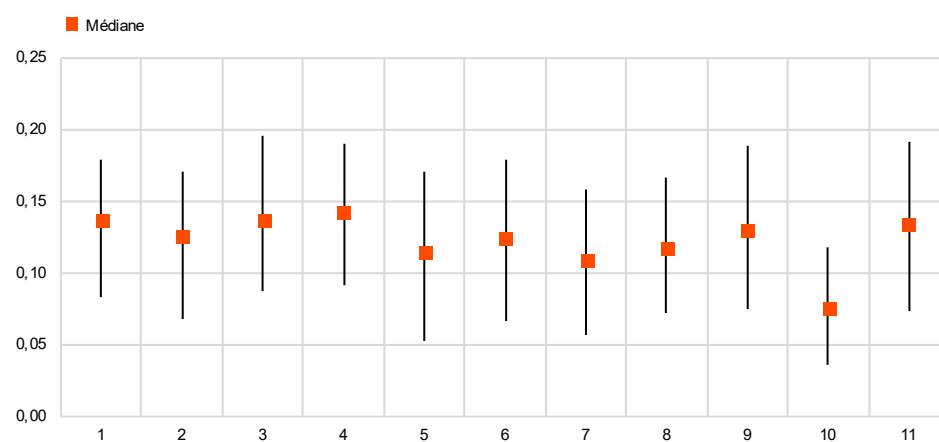
<sup>112</sup> « Les déterminants domestiques et mondiaux de l'inflation dans la zone euro », *Bulletin économique*, n° 4, BCE, 2017.

graphique 2 d'une corrélation entre l'inflation sous-jacente et l'activité économique dans la zone euro. Cependant, la pente de la courbe n'est généralement pas très prononcée et les coefficients d'autres déterminants pertinents, comme l'inertie, les anticipations et les chocs externes, sont souvent également significatifs, ce qui montre l'importance de facteurs autres que la sous-utilisation des capacités pour expliquer correctement les évolutions de l'inflation. En d'autres termes, il convient de tenir compte non seulement des mouvements *le long* de la courbe de Phillips, mais aussi des *déplacements* de la courbe.

#### Graphique 4

##### Pente de la courbe de Phillips estimée pour l'ensemble des spécifications

(coefficients de régression des mesures normalisées des capacités inutilisées/des tensions sur les capacités de l'économie)



Sources : Commission européenne, BCE, Eurostat, FMI, OCDE et calculs de la BCE.

Notes : Nous considérons les mesures suivantes de la sous-utilisation des capacités : (1) écart de production – estimation fondée sur un modèle ; (2) écart de production – FMI ; (3) écart de production – Commission européenne ; (4) écart de production – OCDE ; (5) taux de chômage ; (6) écart de chômage – estimation fondée sur un modèle ; (7) écart de chômage – FMI ; (8) écart de chômage – Commission européenne ; (9) écart de chômage – OCDE ; (10) taux de chômage à court terme ; (11) la mesure U6. Les taux/écarts de chômage ont été inversés. Échantillon : T1 1995-T3 2018. Toutes les mesures des capacités excédentaires/des tensions sont normalisées afin que les coefficients soient comparables entre les différentes spécifications. Les barres verticales représentent la fourchette des coefficients pour toutes les spécifications comprenant une mesure particulière des capacités excédentaires/des tensions ou de l'activité.

## Encadré 2

### Courbes de Phillips linéaires et non linéaires

---

Andrej Sokol

**Les modèles empiriques de courbe de Phillips sont souvent linéaires.** L'équation (1) de la section 2 est une spécification assez classique de courbe de Phillips linéaire à équation unique, qui inclut l'inflation retardée, une mesure de la sous-utilisation des capacités, une mesure des anticipations d'inflation et une mesure des prix des importations. La linéarité se rapporte à la fois aux paramètres (le terme de droite est une fonction linéaire) et aux variables (les variables de l'équation sont exprimées dans l'unité dans laquelle elles sont mesurées). Ces deux hypothèses peuvent être assouplies de plusieurs manières.

**Il existe plusieurs spécifications non linéaires possibles de la courbe de Phillips.** Les formes de non-linéarité les plus courantes sont notamment les transformations de variables indépendantes, comme le fait d'élever au carré (ou à une puissance supérieure) les termes de la sous-utilisation des capacités, ce qui peut introduire de la convexité et de la concavité dans les courbes de Phillips. Des relations similaires et plus sophistiquées peuvent être établies en pondérant la mesure de la sous-utilisation des capacités par une autre variable qui rend compte de l'état de l'économie ; par exemple, une simple variable muette peut conduire à plusieurs formes de « non linéarité par morceaux », qui permettent d'approximer différents régimes, comme des phases d'expansion et de profonde récession, par opposition aux « périodes normales ». Des dispositifs plus sophistiqués, comme les splines non linéaires ou le changement de régime markovien, sont parfois utilisés également pour l'estimation des courbes de Phillips non linéaires <sup>113</sup>.

**La notion de courbe de Phillips non linéaire repose souvent sur l'idée que le comportement en matière de fixation des prix est susceptible de différer selon les phases du cycle économique.** Cela peut être dû à des considérations d'ordre psychologique, institutionnel ou technologique et à leur interaction dans une économie de marché moderne. Un argument de longue date concerne les rigidités à la baisse des salaires nominaux, c'est-à-dire la réticence des travailleurs à accepter (ou celle des entreprises à imposer) des réductions du salaire nominal en phase de ralentissement de l'activité, probablement sous l'effet des conventions collectives ou d'une réticence psychologique à voir le salaire diminuer en termes nominaux. Cela implique qu'en présence d'une sous-utilisation importante des capacités de l'économie, les salaires (et donc les prix) varieront à un rythme différent de celui observé en période normale, ce qui est susceptible de donner à la courbe de Phillips une forme plus convexe. Un phénomène similaire peut se produire si les entreprises sont confrontées à des contraintes de capacité à court terme qui les empêchent de satisfaire immédiatement de nouvelles hausses de la demande. On peut citer l'exemple des équipements à l'arrêt dont la remise en service nécessite un délai et implique un certain coût. Dans une telle situation, les entreprises sont susceptibles de relever leurs prix avant d'accroître leurs capacités pour satisfaire intégralement la demande supplémentaire, tandis qu'en période normale, elles ajusteraient d'abord les intrants de leur production, rendant là aussi la courbe de Phillips plus convexe. L'idée que les variations de prix risquent d'être plus fréquentes en période de forte inflation est une autre source de convexité.

**Certaines théories prédisent une courbe de Phillips plutôt concave que convexe, c'est-à-dire une inflation plus réactive à la sous-utilisation des capacités lorsqu'elle est importante, qu'en**

---

<sup>113</sup> Cf., par exemple, Leduc (S.), Marti (C.) et Wilson (D.J.), « *Does Ultra-Low Unemployment Spur Rapid Wage Growth?* », *FRBSF Economic Letter*, n° 2019-02, Banque de réserve fédérale de San Francisco, 2019.

**période normale ou d'expansion.** Cela cadre, par exemple, avec des entreprises exerçant leur activité dans des structures de marché qui leur permettent de prendre des décisions différentes en matière de fixation des prix selon les conditions du marché. Lorsque la sous-utilisation des capacités est importante, les entreprises peuvent être plus disposées à réduire les prix pour ne pas perdre de parts de marché au profit d'entreprises concurrentes. Inversement, les entreprises pourraient être réticentes à augmenter leurs prix lorsque la production est proche de son potentiel, ou supérieure à celui-ci, afin d'éviter de perdre des parts de marché.

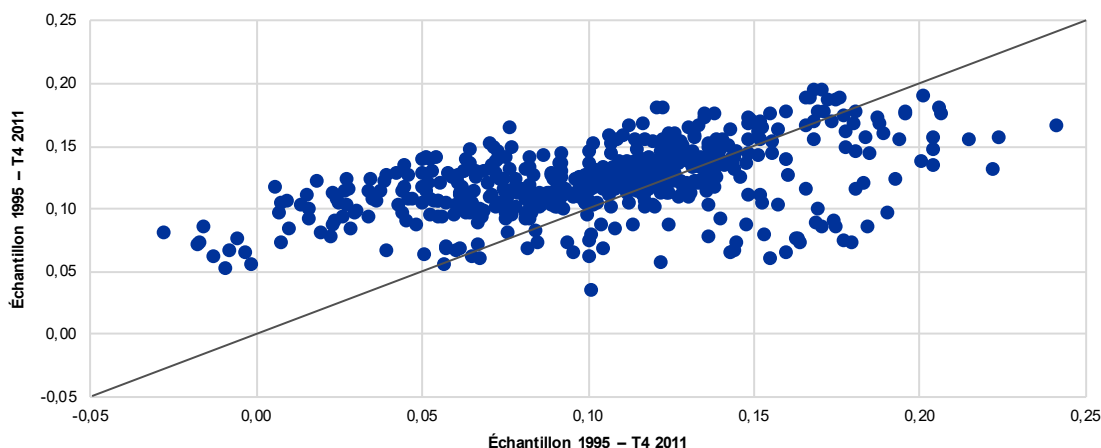
**Convexité et concavité ne s'excluent pas forcément l'une l'autre.** Les « effets de seuil », c'est-à-dire une relation plus pentue entre l'inflation et la sous-utilisation des capacités uniquement aux valeurs extrêmes de la variable de sous-utilisation (par exemple lors de profondes récessions et/ou après des périodes prolongées de croissance supérieure à la tendance), sont une façon de concilier la présence des deux. Une notion microéconomique compatible avec cette configuration est que les prix sont plus réactifs lorsque les capacités inutilisées sont importantes (parce que les entreprises ne veulent pas perdre des parts de marché) ou lorsque l'activité des entreprises est très supérieure au potentiel (en raison de coûts plus élevés), et moins réactifs entre les deux (lorsqu'on privilégie l'ajustement de l'utilisation des facteurs par rapport aux modifications des prix). Dans ce cas, la courbe de Phillips est concave lorsque la sous-utilisation des capacités est forte, et convexe lorsque l'activité économique est largement supérieure à son potentiel.

**D'autres arguments microéconomiques en faveur de la non-linéarité ne suivent pas aussi nettement la dichotomie convexité-concavité, mais sont quand même importants.** Cela peut s'expliquer soit par le fait qu'ils se vérifient uniquement en phase de reprise ou de ralentissement de l'activité, soit parce qu'ils dépendent du rythme auquel la sous-utilisation des capacités se résorbe. Les coûts d'étiquetage en sont un exemple : lorsque les entreprises doivent supporter des coûts pour modifier leurs prix, seule une partie d'entre elles en général ajustent leurs prix sur une période donnée, mais il est probable que plus le choc de demande est important, plus la part d'entreprises ajustant leurs prix sera grande. Dans ce cas, le rythme auquel la sous-utilisation des capacités se résorbe (ou se creuse) déterminera la pente de la courbe de Phillips pour un niveau donné de capacités inutilisées.

## Graphique B

Pentes de la courbe de Phillips dans la zone euro pour deux échantillons couvrant un ensemble de spécifications

(coefficients de régression des mesures normalisées des capacités inutilisées/des tensions sur les capacités de l'économie)



Sources : Commission européenne, BCE, Eurostat, FMI, OCDE et calculs de la BCE.

Note : Les mesures de la sous-utilisation des capacités sont normalisées comme dans le graphique 4 (et inversées s'il y a lieu) pour des raisons de comparabilité.

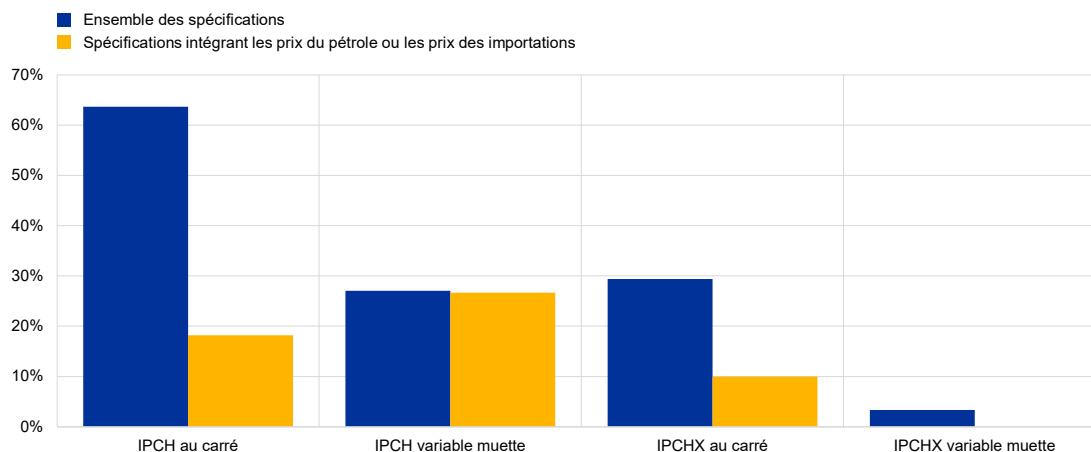
**La variation dans le temps des coefficients d'une courbe de Phillips qui, sinon, serait linéaire est parfois considérée comme une toute première indication de la non-linéarité de la relation entre sous-utilisation des capacités et inflation.** En effet, si le profil de variation coïncide avec le cycle économique, alors les paramètres variables dans le temps pourraient mieux décrire des résultats qui, sinon, feraient apparaître une non-linéarité lorsqu'ils sont analysés du point de vue de la relation entre sous-utilisation des capacités et inflation. La variation dans le temps des coefficients est en soi une forme de non-linéarité, car les paramètres de l'équation deviennent effectivement des variables dépendantes du temps et multiplient les variables indépendantes. Grosso modo, la variation temporelle a été testée de deux manières : soit en divisant simplement l'échantillon et en comparant les estimations des paramètres fixes, soit en estimant des modèles à paramètres variables dans le temps. Ces deux approches mettent en évidence une plus forte pente de la courbe de Phillips dans la zone euro ces dernières années, avec un degré d'incertitude élevé cependant. Le graphique B illustre les résultats de la première approche : les mêmes modèles sont estimés à l'aide de deux échantillons différents, et les modifications de la pente d'un échantillon à l'autre sont représentées par des écarts par rapport à une ligne à 45 degrés.

**Les termes quadratiques de la sous-utilisation des capacités et d'autres formes de non-linéarité ont été testés de manière approfondie, avec des résultats contrastés.** D'après un exercice empirique comportant un grand nombre de spécifications différentes, les termes quadratiques de la sous-utilisation des capacités (qui cherchent à introduire une convexité dans la relation entre sous-utilisation des capacités et inflation) sont statistiquement significatifs pour certaines spécifications, mais, dans les modèles qui tiennent compte de l'inflation importée, ce caractère significatif disparaît largement, corroborant l'opinion selon laquelle les modèles linéaires dont les variables de contrôle sont correctement choisies sont même bien adaptés aux données qui apparaissent comme non linéaires dans une relation de forme réduite (cf. graphique C). Dans le même exercice, une variable muette pour les valeurs positives de l'écart de production (bien adaptée en principe aux relations convexes et concaves) ne s'est révélée significative que pour certains des modèles.

## Graphique C

Pourcentage de cas pour lesquels les variables non linéaires des spécifications de la courbe de Phillips de la zone euro sont statistiquement significatives

(en pourcentage)



Sources : Eurostat et calculs des services de la BCE.

Notes : Pour deux mesures de l'inflation (IPCH et IPCHX), les versions de l'équation (1) incluant et excluant les variables externes et une forme différente de non-linéarité (termes quadratiques de la sous-utilisation des capacités de l'économie ou variables muettes binaires (0/1) pour une sous-utilisation des capacités supérieure/inférieure à un certain seuil) sont estimées pour diverses mesures des capacités (cf. les notes du graphique 4). Les barres représentent le pourcentage de modèles pour lesquels les coefficients des termes non linéaires sont statistiquement significatifs à 10 %.

**Des éléments en faveur de la non-linéarité proviennent de l'examen d'effets de seuil plus sophistiqués.** Les modèles permettant une courbe de Phillips plus pentue lorsque la sous-utilisation dépasse certaines limites sont mieux adaptés aux données, même après intégration des anticipations et de l'inflation importée dans la spécification. C'est le cas lorsque l'écart de production ainsi que l'écart de chômage sont employés comme mesures de la sous-utilisation des capacités. Les courbes de Phillips à changement de régime, dont la pente peut se modifier en fonction du niveau de l'écart de production, ont permis de constater des signes de non-linéarité pour la zone euro <sup>114</sup>.

### 3 Les déterminants de l'inflation sous-jacente dans la zone euro ressortant des modèles de courbe de Phillips

#### Les modèles de courbe de Phillips peuvent fournir une perspective historique de l'importance relative des principaux déterminants de l'inflation

**sous-jacente.** Le graphique 5 synthétise les enseignements qui peuvent être tirés de l'approche à plusieurs modèles prédictifs présentée dans la section précédente en montrant les contributions moyennes à l'inflation (toutes en termes d'écarts par rapport à leurs moyennes historiques) des trois principaux déterminants pour l'ensemble des modèles considérés <sup>115</sup>. Au début de la Grande crise financière, l'inflation sous-jacente était nettement supérieure à sa moyenne historique, ce qui s'explique en grande partie par le fait que l'économie tournait au-delà de sa capacité normale (cf. les fortes contributions des tensions sur les capacités de l'économie).

<sup>114</sup> Gross (M.) et Semmler (W.), « *Mind the output gap: the disconnect of growth and inflation during recessions and convex Phillips curves in the euro area* », *Working Paper Series*, n° 2004, BCE, 2017.

<sup>115</sup> Il s'agit d'une analyse *ex post* portant sur l'échantillon complet, mais une analyse en temps réel aurait permis de dresser un tableau analogue pour la période de faible inflation.

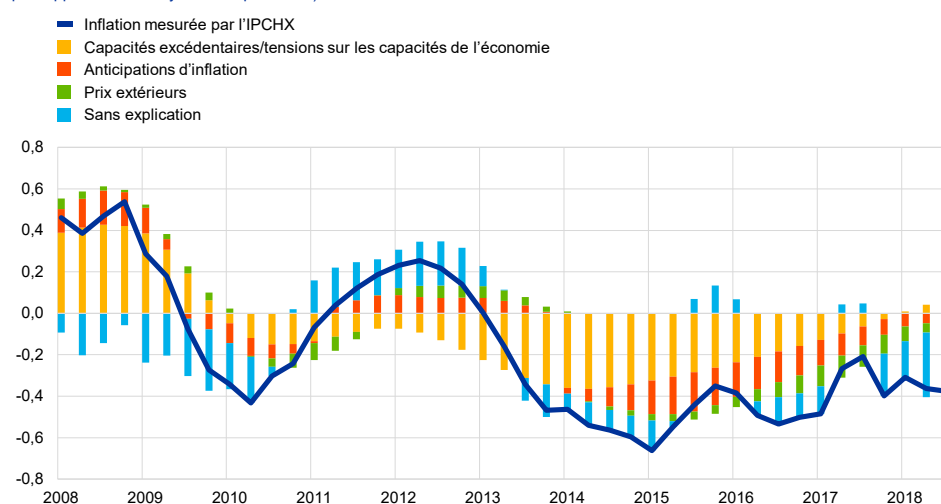


Toutefois, dès le second semestre 2009, l'écart d'inflation (*inflation gap*) – l'écart de l'inflation par rapport à sa moyenne – est devenu négatif. Cela s'explique, dans une certaine mesure, par les niveaux croissants de sous-utilisation des capacités productives, au fur et à mesure de la récession qui a suivi, et aussi par une légère atténuation des anticipations d'inflation, mais cette faiblesse échappe en partie à nos variables explicatives.

## Graphique 5

### Décomposition de l'inflation sous-jacente à l'aide de la courbe de Phillips

(variations annuelles en pourcentage et contributions en points de pourcentage ; toutes les valeurs sont exprimées en termes d'écart par rapport à leurs moyennes depuis 1999)



Source : Calculs de la BCE.

Notes : Les barres représentent les contributions moyennes pour l'ensemble des modèles considérés dans la section 2. Les contributions sont établies à partir de Yellen (J.L.), « *Inflation Dynamics and Monetary Policy* », discours prononcé à l'occasion du Philip Gamble Memorial Lecture, Université du Massachusetts, Amherst, 24 septembre 2015.

### Les épisodes de désinflation manquante et d'inflation manquante se reflètent partiellement dans les estimations de la courbe de Phillips.

Les données présentées dans le graphique 5 confortent le scénario de désinflation manquante à partir de 2011, période à laquelle commence à apparaître une importante contribution positive inexpliquée à l'inflation sous-jacente. Cela peut être attribué notamment à un impact des facteurs externes plus important durant la phase de reprise que ne permettraient de l'expliquer de simples modèles de courbe de Phillips <sup>116</sup>.

Courant 2013, l'inflation sous-jacente a baissé, revenant à un niveau très inférieur à sa moyenne historique, niveau auquel elle s'est maintenue jusqu'à aujourd'hui. Dans une certaine mesure, les modèles de courbe de Phillips vont dans le sens de cette énigme de l'inflation manquante, les contributions négatives des résidus étant le signe de l'incapacité des modèles à expliquer complètement la faiblesse de l'inflation sur la quasi-totalité de la période. On peut l'expliquer notamment par des « limitations latentes » : si les baisses des prix et des salaires ont été limitées durant la phase de récession en raison de rigidités nominales à la baisse, la hausse des prix et des salaires lors des premières phases de la reprise aura probablement été tout aussi

<sup>116</sup> Constâncio (2015), *op. cit.* ; Ciccarelli and Osbat, eds (2017), *op. cit.* ; et Bobeica et Jarociński (2019), *op. cit.* Les hausses de la TVA dans certains pays de la zone euro au cours de la période permettraient également d'appréhender une partie de la contribution inexpliquée, quoique dans une mesure limitée seulement.

modérée <sup>117</sup>. En d'autres termes, l'épisode d'inflation manquante pourrait être la conséquence d'une période de désinflation manquante, au moins lors des premières phases de la reprise économique.

**Néanmoins, à l'exception de la dernière année environ, les courbes de Phillips estimées peuvent expliquer en grande partie la faiblesse de l'inflation sous-jacente depuis 2013, qui résulterait pour l'essentiel de ses principaux déterminants plutôt que de résidus inexpliqués.** L'importance relative des trois principaux déterminants de l'inflation a évolué au cours de cette période. Sur la base des contributions moyennes dans les différents modèles du graphique 5, le frein exercé par la sous-utilisation des capacités productives de l'économie a été le facteur dominant en début de période et a continué de jouer un rôle (de moins en moins important) jusqu'à ce que les capacités inutilisées de la zone euro soient en grande partie résorbées. L'inflation sous-jacente demeurant nettement inférieure à sa moyenne historique, sa faiblesse a commencé à être attribuée en partie à la baisse des anticipations d'inflation à court et moyen terme, qui a exercé un léger frein jusqu'à ces derniers trimestres. Les évolutions extérieures, sous la forme de baisses des prix du pétrole, des matières premières et d'autres importations, ont également commencé à se répercuter progressivement sur l'inflation sous-jacente. Bien que les contributions négatives de ces facteurs se soient dans une large mesure dissipées début 2018, l'inflation sous-jacente est restée faible tout au long de 2018.

**La faiblesse de l'inflation sous-jacente observée plus récemment est difficile à expliquer dans le cadre de la courbe de Phillips.** Même avec une modélisation à plusieurs modèles prédictifs, le scénario schématisé dans le graphique 5 est soumis à un degré élevé d'incertitude, les différents modèles attribuant les évolutions de l'inflation à différents facteurs à un instant donné. Dans les sous-sections suivantes, nous présentons une quantification de l'incertitude entourant les contributions à l'inflation de la sous-utilisation des capacités productives, des anticipations d'inflation et des prix extérieurs, et nous analysons également certaines des causes économiques de cette incertitude. Le tableau d'ensemble est que l'incertitude qui entoure les différents déterminants pourrait permettre d'expliquer certains des résidus du graphique 5 jusqu'à mi-2017, mais qu'en raison de l'atténuation des contributions des trois principaux déterminants, les modèles de courbe de Phillips classiques ne peuvent pas expliquer la faiblesse de l'inflation sous-jacente observée plus récemment.

### 3.1 La sous-utilisation des capacités productives

**La sous-utilisation des capacités productives a joué un rôle essentiel dans l'explication de l'inflation sous-jacente de 2013 à 2016.** En raison de la crise de la dette souveraine dans la zone euro en 2010 et de la récession qui a suivi (2011–2014), il est compréhensible que les explications de l'inflation sur cette période se concentrent sur le rôle des déterminants domestiques, notamment la

---

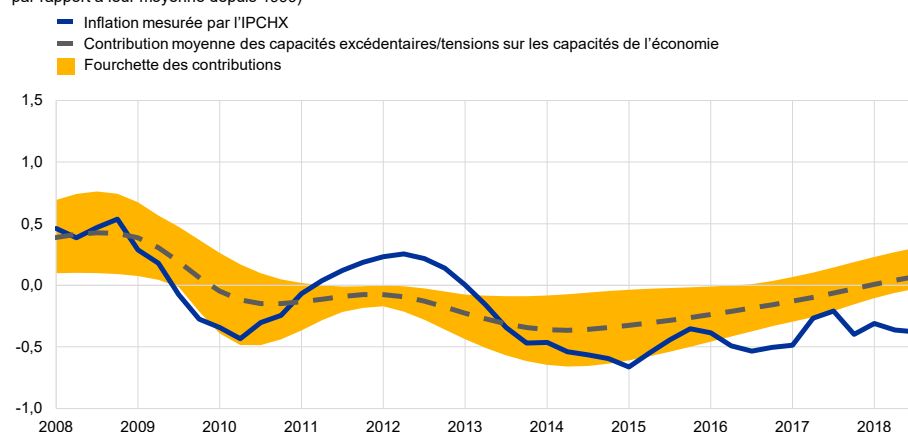
<sup>117</sup> Praet (P.), « *Price stability: a sinking will-o'-the-wisp?* », séminaire à l'occasion des Réunions de printemps du FMI, Washington, D.C., 16 avril 2015.

sous-utilisation des capacités productives dans la zone euro <sup>118</sup>. Néanmoins, les modèles de courbe de Phillips ne dressent pas un tableau complet : la *baisse* initiale de l'inflation sous-jacente après mi-2012 n'avait pas été anticipée et même si la sous-utilisation des capacités productives permet d'expliquer l'essentiel de cette évolution dans le graphique 5, des facteurs inexpliqués ont également joué un rôle majeur <sup>119</sup>. En outre, la fourchette des contributions de la sous-utilisation des capacités productives à l'inflation pour les 550 modèles que nous estimons est particulièrement large sur cette période (cf. graphique 6). La difficulté à expliquer l'inflation sur cette période à l'aide de modèles de courbe de Phillips simples est imputable à deux éléments : une pentification de la courbe de Phillips pour la zone euro (l'inflation suivrait bien plus étroitement le cycle d'activité) et/ou une erreur de mesure de la sous-utilisation des capacités productives (qui serait plus importante que celle appréhendée par les mesures classiques).

### Graphique 6

#### Fourchette des contributions de la sous-utilisation des capacités productives à l'inflation sous-jacente

(variations annuelles en pourcentage et contributions en points de pourcentage ; toutes les valeurs sont exprimées en termes d'écart par rapport à leur moyenne depuis 1999)



Source : Calculs de la BCE.

Notes : La zone ombrée représente la fourchette des contributions des mesures des capacités excédentaires/tensions sur les capacités de l'économie à l'inflation sous-jacente pour les 550 modèles différents que nous estimons (cf. section 2) ; la ligne grise en pointillés représente la contribution moyenne, qui correspond aux barres jaunes du graphique 5. Les contributions sont établies à partir de Yellen (J.L.), « *Inflation Dynamics and Monetary Policy* », discours prononcé à l'occasion du Philip Gamble Memorial Lecture, Université du Massachusetts, Amherst, 24 septembre 2015.

#### La modification de la pente des courbes de Phillips et les éventuelles erreurs de mesure de la sous-utilisation des capacités productives accentuent

#### l'incertitude qui entoure la contribution de la sous-utilisation des capacités à

**l'inflation.** Dès 2014 <sup>120</sup>, la BCE a examiné la possibilité d'une relation plus étroite entre inflation et sous-utilisation des capacités productives, et les rigidités nominales moins importantes dans certains pays de la zone euro en raison de la mise en œuvre

<sup>118</sup> Ciccarelli and Osbat, eds. (2017), *op. cit.*

<sup>119</sup> Il est ici question des *variations*, et non du *niveau* de l'inflation : la principale contribution à l'écart entre le point haut et le point bas de l'inflation provenant de l'évolution de la contribution du résidu plutôt que de celle de la sous-utilisation des capacités productives.

<sup>120</sup> BCE (2014), *op. cit.*

de réformes structurelles <sup>121</sup> sont cohérentes avec cette approche. Néanmoins, il est difficile de distinguer une modification de la pente de la courbe de Phillips d'une erreur de mesure de la sous-utilisation des capacités productives. D'autres estimations de la sous-utilisation des capacités productives, dans lesquelles l'écart de production doit obligatoirement correspondre à la dynamique de l'inflation dans le cadre d'une relation de Phillips stable, auraient dû être nettement plus importantes sur la période d'inflation manquante <sup>122</sup>. Par ailleurs, les séquelles de la crise prolongée de la dette souveraine dans la zone euro suggèrent que la véritable ampleur des réserves de main-d'œuvre inutilisées sur le marché du travail pourrait être mieux prise en compte en élargissant la fourchette des indicateurs du marché du travail aux travailleurs découragés ou à temps partiel pour des motifs économiques, mais les courbes de Phillips estimées à l'aide de ces mesures continueraient d'afficher des résidus négatifs au cours de la période plus récente <sup>123</sup>. En outre, les estimations en temps réel de la sous-utilisation des capacités productives de l'économie peuvent donner lieu à d'importantes erreurs de mesure, et les révisions sont courantes <sup>124</sup>. En dépit de toutes ces sources d'incertitude, le graphique 6 suggère que, sur la période la plus récente, le frein exercé par la sous-utilisation des capacités productives s'est dissipé, d'où la difficulté de le considérer comme un facteur susceptible d'expliquer les résidus négatifs du graphique 5 sur la dernière année de l'échantillon.

### 3.2 Les anticipations d'inflation

**La baisse des mesures des anticipations d'inflation tirées d'enquêtes après 2013 a fait craindre un déplacement vers le bas de la courbe de Phillips, mais le message qui ressort de nos estimations est contrasté.** Sur la période allant de 2014 à mi-2017, le graphique 5 montre que les anticipations d'inflation pourraient avoir contribué à freiner l'inflation sous-jacente. Néanmoins, comme évoqué dans la section 2, les mesures disponibles des anticipations sont imparfaites et il est parfois difficile d'interpréter le signal qu'elles fournissent concernant l'inflation. Le graphique 7 met en évidence cette incertitude dans le cadre de notre modélisation à plusieurs modèles prédictifs. La fourchette des contributions des anticipations sur la période 2014-2017 peut être large à certains moments, reflétant le fait qu'elle couvre des mesures assorties d'horizons de prévision différents, y compris les anticipations d'inflation à court et moyen terme tirées d'enquêtes (qui peuvent présenter davantage de bruit et suivre plus étroitement les évolutions de l'inflation passée) et les mesures à long terme des anticipations d'inflation tirées d'enquêtes (qui ont été comparativement plus stables).

<sup>121</sup> Izquierdo (M.), Jimeno (J.F.), Kosma (T.), Lamo (A.), Millard (S.), Rööm (T.) et Viviano (E.), « *Labour market adjustment in Europe during the crisis: microeconomic evidence from the Wage Dynamics Network survey* », *Occasional Paper Series*, n° 192, BCE, juin 2017.

<sup>122</sup> Jarociński et Lenza (2018), *op. cit.*

<sup>123</sup> Cœuré (B.), « *Scars or scratches? Hysteresis in the euro area* », discours prononcé au Centre international d'études monétaires et bancaires, Genève, 19 mai 2017. Cet argument est une des raisons plaidant pour l'intégration des mesures larges du chômage dans nos estimations (cf. les notes du graphique 4).

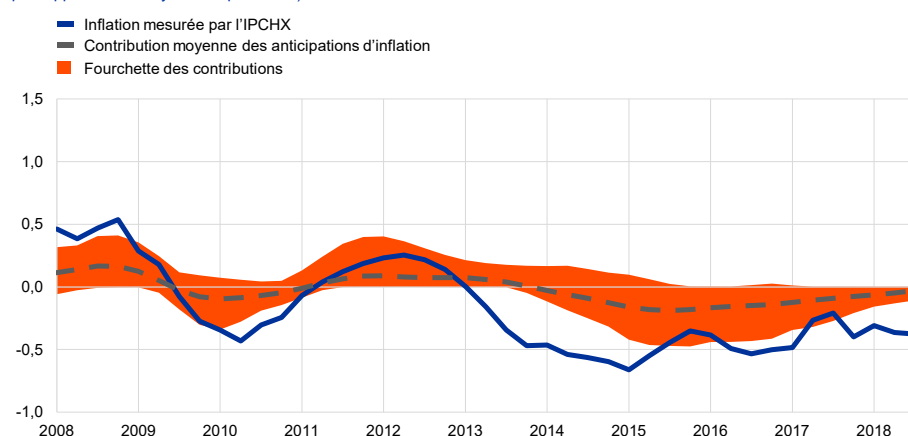
<sup>124</sup> Cf. Szörfi et Tóth (2018), *op. cit.*

**La faiblesse de l'inflation sous-jacente observée très récemment ne semble pas être attribuable aux évolutions des anticipations d'inflation.** Non seulement la contribution moyenne s'est progressivement rapprochée de zéro, mais la fourchette des contributions pour les différents modèles est également devenue remarquablement étroite, reflétant la remontée graduelle des mesures disponibles des anticipations d'inflation tirées d'enquêtes.

### Graphique 7

#### Fourchette des contributions des anticipations d'inflation à l'inflation sous-jacente

(variations annuelles en pourcentage et contributions en points de pourcentage ; toutes les valeurs sont exprimées en termes d'écart par rapport à leur moyenne depuis 1999)



Source : Calculs de la BCE.

Notes : La zone ombrée représente la fourchette des contributions des mesures des anticipations d'inflation à l'inflation sous-jacente pour les 550 modèles différents que nous estimons (cf. section 2) ; la ligne grise en pointillés représente la contribution moyenne, qui correspond aux barres rouges du graphique 5. Les contributions sont établies à partir de Yellen (J.L.), « *Inflation Dynamics and Monetary Policy* », discours prononcé à l'occasion du Philip Gamble Memorial Lecture, Université du Massachusetts, Amherst, 24 septembre 2015.

### 3.3 Les facteurs extérieurs

**Les facteurs mondiaux en général, et la faiblesse des prix du pétrole et des autres matières premières en particulier, ont joué un rôle prépondérant dans l'évolution de l'inflation au cours des dernières années** <sup>125</sup>. Le graphique 5 met en évidence le frein de plus en plus important exercé par les évolutions des prix extérieurs sur l'inflation sous-jacente à partir de 2015. L'inflation sous-jacente est affectée par les variations des prix extérieurs via deux canaux principaux : le canal direct des prix des biens de consommation finale importés et le canal indirect des prix des biens intermédiaires importés utilisés dans la production de la zone euro. La baisse des prix du pétrole amorcée mi-2014 a été l'une des plus importantes depuis le début de l'Union économique et monétaire (UEM) et elle a pesé sur le profil de l'inflation totale au cours des années suivantes. S'agissant de l'inflation sous-jacente, en revanche, les contributions négatives des évolutions des prix extérieurs ont été relativement modérées si l'on examine la contribution moyenne pour les différents modèles ; or, sur une partie de cette période, elles auraient pu être nettement plus importantes, d'après notre fourchette d'estimations (cf. graphique 8).

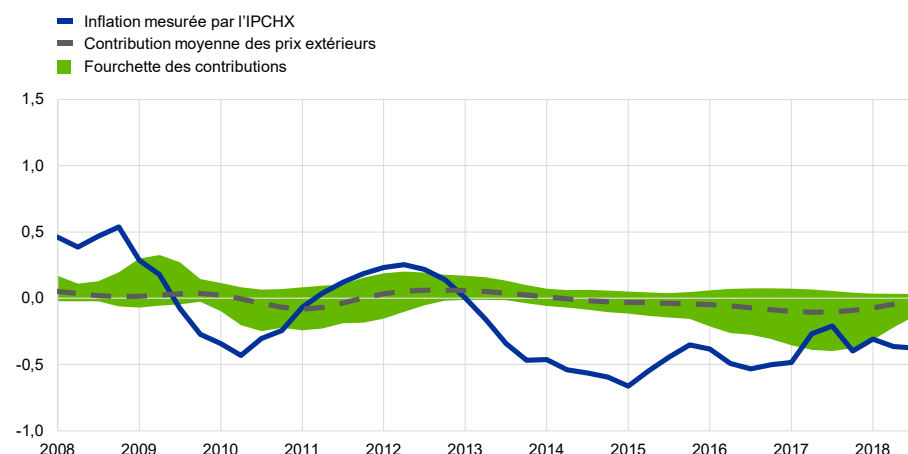
<sup>125</sup> Par exemple, à la rubrique « Environnement extérieur », *Bulletin économique*, n° 8, BCE, 2015, il a été noté que « l'inflation mondiale est restée très faible, reflétant la baisse des prix du pétrole ».

Cependant, au cours des derniers trimestres, la contribution moyenne ainsi que la fourchette autour de cette contribution ont nettement diminué.

### Graphique 8

#### Fourchette des contributions des prix extérieurs à l'inflation sous-jacente

(variations annuelles en pourcentage et contributions en points de pourcentage ; toutes les valeurs sont exprimées en termes d'écart par rapport à leur moyenne depuis 1999)



Source : Calculs de la BCE.

Notes : La zone ombrée représente la fourchette des contributions des mesures des prix extérieurs à l'inflation sous-jacente pour les 550 modèles différents que nous estimons (cf. section 2) ; la ligne en pointillés représente la contribution moyenne, qui correspond aux barres vertes du graphique 5. Les contributions sont établies à partir de Yellen (J.L.), « *Inflation Dynamics and Monetary Policy* », discours prononcé à l'occasion du Philip Gamble Memorial Lecture, Université du Massachusetts, Amherst, 24 septembre 2015.

**Les influences mondiales sur l'inflation domestique pourraient s'étendre au-delà de ce qui est attribuable aux seuls prix à l'importation et prix des matières premières, mais les données empiriques sur des canaux supplémentaires sont contrastées.** Dans un contexte de mondialisation, le

processus d'inflation peut refléter l'augmentation des flux commerciaux, l'intégration des économies émergentes dans l'économie mondiale et la délocalisation de certaines parties de la production à l'étranger due au développement des chaînes de valeur mondiales. Tous ces phénomènes peuvent affecter l'inflation via de nombreux canaux, potentiellement avec des retards importants ; appréhender leur influence dans le cadre d'un modèle de courbe de Phillips traditionnel peut constituer un défi du point de vue empirique. La BCE (2017) expose des arguments en faveur de l'intégration de mesures mondiales de la sous-utilisation des capacités de production dans un modèle de courbe de Phillips à plusieurs modèles prédictifs, mais les gains en termes d'explication sont globalement limités <sup>126</sup>. Toutefois, malgré des résultats empiriques contrastés, la dispersion relativement faible des taux d'inflation entre les différentes économies, y compris dans le cas de l'inflation sous-jacente (cf. graphique 9), suggère que des facteurs structurels plus larges pourraient déterminer l'inflation au niveau mondial selon des modalités qui sont encore à appréhender dans leur intégralité <sup>127</sup>.

<sup>126</sup> Cf. « Les déterminants domestiques et mondiaux de l'inflation dans la zone euro », *Bulletin économique*, n° 4, BCE, 2017 ; et Nickel (C.), « *The role of foreign slack in domestic inflation in the Eurozone* », *VOX, CEPR Policy Portal*, 28 juillet 2017.

<sup>127</sup> Cf. également Forbes (2019), *op. cit.*

## Graphique 9

Dispersion des taux de l'inflation sous-jacente dans les pays de l'OCDE depuis 1999

(écarts types)



Sources : Haver Analytics, BCE et Eurostat.

Note : La ligne représente l'écart type pour les différents pays de l'OCDE, à l'exception de la Turquie et de la Slovaquie.

## 4 Conclusions

**Les modèles de courbe de Phillips fournissent un cadre utile et intuitif pour comprendre et communiquer sur les évolutions de l'inflation.** Nous utilisons une spécification parcimonieuse, mais pas trop simpliste cependant, qui couvre les principaux déterminants de l'inflation au-delà du niveau de l'activité économique. Nous combinons cette spécification avec une approche à plusieurs modèles prédictifs qui atténue une partie de l'incertitude inhérente au modèle, ce qui nous permet de tirer des conclusions plus solides sur la vigueur de la relation entre l'inflation et ses déterminants. Nos résultats fournissent un scénario plausible d'évolution de l'inflation sous-jacente dans la zone euro depuis le début de la Grande crise financière.

**Les courbes de Phillips estimées peuvent expliquer en grande partie la faiblesse de l'inflation sous-jacente entre 2013 et mi-2017, mais la faiblesse plus récente de l'inflation sous-jacente demeure largement inexpliquée.**

Les contributions moyennes de la sous-utilisation des capacités productives, des anticipations d'inflation et des prix extérieurs pour l'ensemble des modèles estimés peuvent expliquer l'essentiel des écarts de l'inflation sous-jacente par rapport à sa moyenne historique sur de grands intervalles de la période considérée. Toutefois, compte tenu de la diminution des contributions des trois grands facteurs et du resserrement des fourchettes d'incertitude qui les entourent au cours de la période très récente, la faiblesse persistante de l'inflation sous-jacente souligne la nécessité d'autres approches, complémentaires.

**Comme n'importe quel autre outil analytique, les courbes de Phillips présentent des limites et des lacunes.** Par exemple, tout en étant intuitives et transparentes, les estimations à forme réduite sont, par nature, un cadre d'équilibre partiel et donc sujettes à des contestations d'ordres théorique et empirique. En outre, pour rester maniables, elles passent inévitablement à côté de nombreux aspects (par exemple,

la politique budgétaire et les facteurs financiers) qui pourraient néanmoins être importants pour expliquer l'inflation sous-jacente mais nécessitent des approches de modélisation plus sophistiquées. Enfin, les problèmes statistiques et de mesure peuvent également générer de l'instabilité dans les relations de Phillips sur certaines périodes spécifiques. En dépit de ces lacunes, les modèles de courbe de Phillips font partie intégrante d'une boîte à outils analytiques plus large utilisée par les banques centrales pour comprendre le processus de l'inflation. Ils ont souvent fourni des éclairages pertinents, ouvrant tantôt la voie à des approches plus sophistiquées ou permettant à d'autres moments un recoupement avec des analyses ou des prévisions provenant d'ailleurs. Le débat très animé autour de ces modèles témoigne de leur utilité.



# Statistiques

## Table des matières

1 Environnement extérieur	S 2
2 Évolutions financières	S 3
3 Activité économique	S 8
4 Prix et coûts	S 14
5 Monnaie et crédit	S 18
6 Évolutions budgétaires	S 23

## Informations complémentaires

Les statistiques de la BCE peuvent être consultées et téléchargées à partir du *Statistical Data Warehouse* (SDW) (Entrepôt de données statistiques) :

<http://sdw.ecb.europa.eu/>

Les données de la section Statistiques du *Bulletin économique* sont accessibles à partir du SDW :

<http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000004813>

Un *Bulletin statistique* complet figure dans le SDW :

<http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=1000004045>

Des définitions méthodologiques figurent dans les notes générales annexées au *Bulletin statistique* :

<http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=10000023>

Les détails des calculs figurent dans les notes techniques annexées au *Bulletin statistique* :

<http://sdw.ecb.europa.eu/reports.do?node=10000022>

Les explications des termes et des abréviations figurent dans le glossaire des statistiques :

<http://www.ecb.europa.eu/home/glossary/html/glossa.en.html>

## Conventions utilisées dans les tableaux

–	données inexistantes/non pertinentes
.	données non encore disponibles
...	néant ou négligeable
(p)	provisoire
cvs	corrigé des variations saisonnières
ncvs	non corrigé des variations saisonnières

# 1 Environnement extérieur

## 1.1 Principaux partenaires commerciaux, PIB et IPC

	PIB <sup>1)</sup> (variations en pourcentage d'une période sur l'autre)						IPC (variations annuelles en pourcentage)						
	G20	États-Unis	Royaume-Uni	Japon	Chine	Pour mémoire : zone euro	Pays de l'OCDE		États-Unis	Royaume-Uni (IPCH)	Japon	Chine	Pour mémoire : zone euro <sup>2)</sup> (IPCH)
	1	2	3	4	5	6	Total	Hors produits alimentaires et énergie	9	10	11	12	13
2016	3,3	1,6	1,8	0,6	6,7	1,9	1,1	1,8	1,3	0,7	-0,1	2,0	0,2
2017	3,8	2,2	1,8	1,9	6,8	2,4	2,2	1,8	2,1	2,7	0,5	1,6	1,5
2018	3,7	3,0	1,4	0,8	6,6	1,9	2,6	2,1	2,4	2,5	1,0	2,1	1,8
2018 T2	0,9	1,0	0,4	0,5	1,7	0,4	2,5	2,0	2,7	2,4	0,7	1,8	1,7
T3	0,8	0,8	0,7	-0,6	1,6	0,1	2,9	2,2	2,6	2,5	1,1	2,3	2,1
T4	0,8	0,5	0,2	0,4	1,5	0,2	2,7	2,3	2,2	2,3	0,8	2,2	1,9
2019 T1	.	0,8	0,5	0,5	1,4	0,4	2,1	2,1	1,6	.	0,3	1,8	1,4
2018 Décembre	—	—	—	—	—	—	2,4	2,2	1,9	2,1	0,3	1,9	1,5
2019 Janvier	—	—	—	—	—	—	2,1	2,2	1,6	1,8	0,2	1,7	1,4
Février	—	—	—	—	—	—	2,1	2,1	1,5	1,9	0,2	1,5	1,5
Mars	—	—	—	—	—	—	2,3	2,1	1,9	1,9	0,5	2,3	1,4
Avril	—	—	—	—	—	—	2,5	2,2	2,0	2,1	0,9	2,5	1,7
Mai <sup>3)</sup>	—	—	—	—	—	—	.	.	.	.	.	.	1,2

Sources : Eurostat (col. 3, 6, 10, 13); BRI (col. 9, 11, 12); OCDE (col. 1, 2, 4, 5, 7, 8).

1) Données trimestrielles cvs; données annuelles brutes.

2) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

3) Le chiffre de la zone euro est une estimation fondée sur des données nationales provisoires ainsi que sur des informations préliminaires sur les prix de l'énergie.

## 1.2 Principaux partenaires commerciaux, indice des directeurs d'achat et échanges internationaux

	Enquêtes auprès des directeurs d'achat (indices de diffusion ; cvs)									Importations de marchandises <sup>1)</sup>		
	Indice composite des directeurs d'achat						Indice mondial des directeurs d'achat <sup>2)</sup>			Mondiales	Économies avancées	Économies de marché émergentes
	Mondial <sup>2)</sup>	États-Unis	Royaume-Uni	Japon	Chine	Pour mémoire : zone euro	Secteur manufacturier	Services	Nouvelles commandes à l'exportation			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2016	51,6	52,4	53,4	50,5	51,4	53,3	51,7	52,0	50,1	1,2	1,4	1,0
2017	53,2	54,3	54,7	52,5	51,8	56,4	53,8	53,8	52,8	5,9	3,2	7,7
2018	53,4	55,0	53,3	52,1	52,3	54,6	53,1	53,8	50,9	4,3	3,1	5,1
2018 T2	53,9	55,9	54,3	52,3	52,5	54,7	53,1	54,2	50,3	-0,3	-0,7	0,0
T3	53,1	54,8	53,9	51,5	52,1	54,3	52,6	53,2	49,8	1,8	0,7	2,5
T4	53,1	54,7	51,4	52,3	51,5	52,3	52,0	53,5	49,9	-1,0	1,4	-2,5
2019 T1	52,8	54,8	50,6	50,6	51,5	51,5	50,9	53,4	49,6	-0,6	-0,2	-0,8
2018 Décembre	53,1	54,4	51,4	52,0	52,2	51,1	52,1	53,4	50,0	-1,0	1,4	-2,5
2019 Janvier	52,4	54,4	50,3	50,9	50,9	51,0	50,9	52,9	49,6	-2,2	0,6	-4,0
Février	52,8	55,5	51,5	50,7	50,7	51,9	50,9	53,5	49,5	-1,7	0,7	-3,3
Mars	53,1	54,6	50,0	50,4	52,9	51,6	50,9	53,8	49,7	-0,6	-0,2	-0,8
Avril	52,3	53,0	50,9	50,8	52,7	51,5	51,1	52,7	49,6	.	.	.
Mai	.	50,9	.	50,7	51,5	51,8	50,3	.	49,4	.	.	.

Sources : Markit (col. 1-9); Bureau néerlandais d'analyse de la politique économique (CPB) et calculs de la BCE (col. 10-12).

1) « Mondiales » et « Économies avancées » s'entendent hors zone euro. Les données annuelles et trimestrielles sont des pourcentages d'une période sur l'autre; les données mensuelles sont des pourcentages en glissement sur trois mois. Toutes les données sont corrigées des variations saisonnières.

2) Hors zone euro.

## 2 Évolutions financières

### 2.1 Taux d'intérêt du marché monétaire

(en pourcentage annuel; valeurs moyennes sur la période)

	Zone euro <sup>1)</sup>					États-Unis	Japon
	Dépôts à vue (Eonia)	Dépôts à 1 mois (Euribor)	Dépôts à 3 mois (Euribor)	Dépôts à 6 mois (Euribor)	Dépôts à 12 mois (Euribor)	Dépôts à 3 mois (Libor)	Dépôts à 3 mois (Libor)
	1	2	3	4	5	6	7
2016	-0,32	-0,34	-0,26	-0,17	-0,03	0,74	-0,02
2017	-0,35	-0,37	-0,33	-0,26	-0,15	1,26	-0,02
2018	-0,36	-0,37	-0,32	-0,27	-0,17	2,31	-0,05
2018 Novembre	-0,36	-0,37	-0,32	-0,26	-0,15	2,65	-0,10
2018 Décembre	-0,36	-0,37	-0,31	-0,24	-0,13	2,79	-0,10
2019 Janvier	-0,37	-0,37	-0,31	-0,24	-0,12	2,77	-0,08
2019 Février	-0,37	-0,37	-0,31	-0,23	-0,11	2,68	-0,08
2019 Mars	-0,37	-0,37	-0,31	-0,23	-0,11	2,61	-0,07
2019 Avril	-0,37	-0,37	-0,31	-0,23	-0,11	2,59	-0,06
2019 Mai	-0,37	-0,37	-0,31	-0,24	-0,13	2,53	-0,07

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro, cf. les notes générales.

### 2.2 Courbes des rendements

(fin de période; taux en pourcentage annuel; écart de taux en points de pourcentage)

	Taux au comptant					Écarts de taux			Taux à terme instantanés			
	Zone euro <sup>1), 2)</sup>					Zone euro <sup>1), 2)</sup>	États-Unis	Royaume-Uni	Zone euro <sup>1), 2)</sup>			
	3 mois	1 an	2 ans	5 ans	10 ans	10 ans-1 an	10 ans-1 an	10 ans-1 an	1 an	2 ans	5 ans	10 ans
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2016	-0,93	-0,82	-0,80	-0,47	0,26	1,08	1,63	1,17	-0,78	-0,75	0,35	1,35
2017	-0,78	-0,74	-0,64	-0,17	0,52	1,26	0,67	0,83	-0,66	-0,39	0,66	1,56
2018	-0,80	-0,75	-0,66	-0,26	0,32	1,07	0,08	0,51	-0,67	-0,45	0,44	1,17
2018 Novembre	-0,67	-0,70	-0,64	-0,23	0,37	1,06	0,30	0,57	-0,68	-0,45	0,50	1,28
2018 Décembre	-0,80	-0,75	-0,66	-0,26	0,32	1,07	0,08	0,51	-0,67	-0,45	0,44	1,17
2019 Janvier	-0,58	-0,60	-0,58	-0,32	0,19	0,79	0,08	0,45	-0,61	-0,50	0,24	1,00
2019 Février	-0,57	-0,57	-0,54	-0,28	0,23	0,80	0,17	0,49	-0,56	-0,44	0,27	1,06
2019 Mars	-0,57	-0,61	-0,62	-0,45	-0,01	0,60	0,00	0,35	-0,64	-0,59	-0,02	0,75
2019 Avril	-0,56	-0,60	-0,59	-0,39	0,08	0,67	0,12	0,43	-0,62	-0,54	0,08	0,88
2019 Mai	-0,57	-0,64	-0,69	-0,56	-0,13	0,51	-0,08	0,24	-0,72	-0,72	-0,17	0,64

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro, cf. les notes générales.

2) Calculs de la BCE établis sur la base des données sous-jacentes fournies par EuroMTS et des notations fournies par Fitch Ratings.

### 2.3 Indices boursiers

(niveaux des indices en points; valeurs moyennes sur la période)

	Indices Dow Jones EuroStoxx												États-Unis	Japon
	Référence		Principaux secteurs											
	Indice large	50	Produits de base	Services aux consommateurs	Biens de consommation	Pétrole et gaz	Finance	Industrie	Technologie	Services collectifs	Télécommunications	Santé	Standard & Poor's 500	Nikkei 225
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2016	321,6	3 003,7	620,7	250,9	600,1	278,9	148,7	496,0	375,8	248,6	326,9	770,9	2 094,7	16 920,5
2017	376,9	3 491,0	757,3	268,6	690,4	307,9	182,3	605,5	468,4	272,7	339,2	876,3	2 449,1	20 209,0
2018	375,5	3 386,6	766,3	264,9	697,3	336,0	173,1	629,5	502,5	278,8	292,9	800,5	2 746,2	22 310,7
2018 Nov. Déc.	351,3	3 186,4	692,3	258,1	649,3	328,6	157,2	589,4	459,6	277,1	293,9	757,5	2 723,2	21 967,9
	335,2	3 057,8	646,7	247,8	624,8	311,8	146,9	556,0	441,5	283,5	296,3	719,4	2 567,3	21 032,4
2019 Janvier	340,5	3 088,7	662,2	252,1	630,4	315,4	150,2	570,3	448,1	293,2	288,0	718,3	2 607,4	20 460,5
Février	355,0	3 223,1	699,4	266,4	667,5	329,9	152,9	598,9	480,6	301,7	285,8	743,0	2 754,9	21 123,6
Mars	365,7	3 332,9	718,3	272,1	692,2	339,9	157,6	621,0	493,4	307,8	297,0	755,1	2 804,0	21 414,9
Avril	379,0	3 458,8	750,9	277,8	731,0	341,6	163,8	652,7	522,5	311,9	296,9	749,6	2 903,8	21 964,9
Mai	369,4	3 385,4	710,2	267,4	721,6	324,7	157,0	643,9	519,6	312,0	290,9	732,7	2 854,7	21 218,4

Source : BCE.

## 2 Évolutions financières

### 2.4 Taux d'intérêt appliqués par les IFM aux prêts et aux dépôts des ménages (contrats nouveaux) <sup>1), 2)</sup> (en pourcentage annuel; valeur moyenne sur la période, sauf indication contraire)

		Dépôts				Crédits renouvelables et découverts	Prorogations de crédit sur carte	Prêts à la consommation			Prêts aux entrepreneurs individuels et aux sociétés de personnes	Prêts au logement					Indicateur composite du coût d'emprunt
		À vue	Remboursables avec préavis ≤ 3 mois	D'une durée :				Par période de fixation initiale du taux		TAEG <sup>3)</sup>		Par période de fixation initiale du taux				TAEG <sup>3)</sup>	
				≤ 2 ans	> 2 ans			Taux variable et période ≤ 1 an	> 1 an			> 1 an et ≤ 5 ans	> 5 ans et ≤ 10 ans	> 10 ans			
															1		
2018	Mai	0,04	0,46	0,34	0,57	6,09	16,86	4,83	5,88	6,39	2,38	1,58	1,85	1,97	1,90	2,13	1,83
	Juin	0,03	0,46	0,34	0,63	6,04	16,84	4,51	5,64	6,11	2,27	1,60	1,81	1,97	1,88	2,12	1,82
	Juillet	0,03	0,46	0,33	0,64	6,00	16,80	4,85	5,75	6,22	2,40	1,63	1,83	1,93	1,85	2,12	1,81
	Août	0,03	0,45	0,30	0,64	6,01	16,78	5,44	5,88	6,41	2,38	1,63	1,82	1,92	1,85	2,11	1,81
	Septembre	0,03	0,45	0,30	0,69	6,04	16,71	5,30	5,74	6,27	2,33	1,60	1,81	1,91	1,85	2,08	1,79
	Octobre	0,03	0,45	0,29	0,73	5,97	16,73	5,06	5,71	6,23	2,45	1,60	1,80	1,91	1,86	2,09	1,80
	Novembre	0,04	0,44	0,29	0,73	5,93	16,67	4,93	5,68	6,18	2,37	1,61	1,85	1,94	1,88	2,11	1,81
	Décembre	0,03	0,43	0,30	0,78	5,87	16,68	4,92	5,47	5,98	2,27	1,61	1,80	1,91	1,84	2,10	1,80
2019	Janvier	0,03	0,42	0,33	0,75	5,92	16,63	5,32	5,83	6,34	2,36	1,61	1,81	1,89	1,86	2,09	1,82
	Février	0,03	0,42	0,32	0,71	5,97	16,61	5,28	5,71	6,28	2,41	1,59	1,84	1,87	1,84	2,09	1,80
	Mars	0,03	0,41	0,30	0,78	5,90	16,65	5,41	5,61	6,18	2,36	1,60	1,80	1,83	1,81	2,06	1,78
	Avril <sup>(p)</sup>	0,03	0,40	0,32	0,77	5,88	16,66	5,56	5,63	6,19	2,36	1,60	1,77	1,77	1,77	2,02	1,75

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) Y compris les institutions sans but lucratif au service des ménages.

3) Taux annuel effectif global (TAE<sup>3)</sup>).

### 2.5 Taux d'intérêt appliqués par les IFM aux prêts et aux dépôts des sociétés non financières (contrats nouveaux) <sup>1), 2)</sup> (en pourcentage annuel; valeur moyenne sur la période, sauf indication contraire)

		Dépôts			Crédits renou- velables  et décou- verts	Autres prêts par montant et par période de fixation initiale du taux									Indicateur com- posite du coût d'em- prunt
		À vue	D'une durée :			≤ 250 000 euros			> 250 000 euros et ≤ 1 million			> 1 million d'euros			
			≤ 2 ans	> 2 ans		Taux va- riable et période ≤ 3 mois	> 3 mois et ≤ 1 an	> 1 an	Taux va- riable et période ≤ 3 mois	> 3 mois et ≤ 1 an	> 1 an	Taux va- riable et période ≤ 3 mois	> 3 mois et ≤ 1 an	> 1 an	
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2018	Mai	0,03	0,08	0,44	2,29	2,30	2,48	2,37	1,66	1,61	1,73	1,08	1,22	1,65	1,62
	Juin	0,04	0,07	0,74	2,29	2,26	2,45	2,30	1,64	1,56	1,69	1,21	1,33	1,70	1,68
	Juillet	0,03	0,08	0,39	2,27	2,15	2,42	2,25	1,68	1,59	1,66	1,14	1,30	1,65	1,63
	Août	0,03	0,08	0,61	2,25	2,19	2,43	2,32	1,67	1,63	1,73	1,10	1,27	1,69	1,63
	Septembre	0,03	0,08	0,44	2,22	2,21	2,35	2,31	1,65	1,54	1,67	1,13	1,40	1,69	1,65
	Octobre	0,03	0,06	0,52	2,22	2,13	2,43	2,33	1,66	1,60	1,69	1,23	1,10	1,66	1,64
	Novembre	0,03	0,06	0,63	2,19	2,19	2,40	2,34	1,67	1,60	1,67	1,20	1,35	1,69	1,66
	Décembre	0,03	0,07	0,53	2,18	2,20	2,29	2,25	1,60	1,59	1,67	1,21	1,39	1,59	1,63
2019	Janvier	0,03	0,08	0,55	2,22	2,15	2,40	2,32	1,67	1,62	1,72	1,13	1,30	1,61	1,63
	Février	0,03	0,07	0,52	2,21	2,15	2,41	2,33	1,65	1,63	1,70	1,13	1,38	1,56	1,64
	Mars	0,03	0,12	0,62	2,17	2,17	2,38	2,30	1,66	1,58	1,68	1,19	1,36	1,57	1,65
	Avril <sup>(p)</sup>	0,03	0,09	0,55	2,19	2,19	2,36	2,26	1,68	1,60	1,64	1,16	1,33	1,41	1,62

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) Conformément au SEC 2010, en décembre 2014, les compagnies *holding* des groupes non financiers ont été reclassées du secteur des sociétés non financières vers le secteur des sociétés financières.

## 2 Évolutions financières

### 2.6 Titres de créance émis par les résidents de la zone euro par secteur émetteur et par durée initiale

(montants en milliards d'euros ; transactions durant le mois et encours de fin de période ; valeurs nominales)

		Encours						Émissions brutes <sup>1)</sup>							
		Total	IFM (y compris Euro- système)	Sociétés autres que les IFM		Administrations publiques		Total	IFM (y compris Euro- système)	Sociétés autres que les IFM		Administrations publiques			
				Sociétés finan- cières autres que les IFM	Véhi- cules finan- ciers	Sociétés non finan- cières	Adminis- tration centrale			Autres admi- nistra- tions pu- bliques	Sociétés finan- cières autres que les IFM	Véhi- cules finan- ciers	Sociétés non finan- cières	Adminis- tration centrale	Autres admi- nistra- tions pu- bliques
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Court terme															
2016		1 241	518	135	.	59	466	62	349	161	45	.	31	79	33
2017		1 240	519	155	.	70	438	57	367	167	54	.	37	79	31
2018		1 219	505	171	.	72	424	47	388	171	64	.	41	76	35
2018	Octobre	1 285	529	172	.	92	439	54	426	185	80	.	46	77	38
	Novembre	1 278	523	169	.	89	445	52	361	155	65	.	37	74	31
	Décembre	1 219	505	171	.	72	424	47	283	107	71	.	36	44	26
2019	Janvier	1 288	541	166	.	88	435	58	473	221	66	.	50	98	38
	Février	1 268	539	161	.	94	419	55	377	189	59	.	42	63	24
	Mars	1 308	564	156	.	98	435	55	407	186	58	.	45	79	40
Long terme															
2016		15 379	3 695	3 175	.	1 184	6 684	641	220	62	53	.	19	78	8
2017		15 360	3 560	3 049	.	1 243	6 865	642	247	66	73	.	18	83	7
2018		15 750	3 688	3 150	.	1 265	7 020	626	229	64	68	.	16	75	6
2018	Octobre	15 718	3 665	3 135	.	1 264	7 026	628	223	60	70	.	14	69	10
	Novembre	15 798	3 689	3 164	.	1 262	7 054	629	230	66	79	.	7	72	7
	Décembre	15 750	3 688	3 150	.	1 265	7 020	626	193	60	95	.	15	20	3
2019	Janvier	15 817	3 712	3 150	.	1 263	7 067	625	282	106	41	.	16	109	9
	Février	15 936	3 744	3 164	.	1 274	7 121	632	289	99	50	.	14	115	11
	Mars	15 987	3 747	3 186	.	1 288	7 124	641	262	76	56	.	25	88	17

Source : BCE.

1) À des fins de comparaison, les données annuelles se rapportent au chiffre mensuel moyen sur l'année.

### 2.7 Taux de croissance et encours de titres de créance et d'actions cotées

(montants en milliards d'euros ; variations en pourcentage)

		Titres de créance							Actions cotées			
		Total	IFM (y compris Euro-système)	Sociétés autres que les IFM		Administrations publiques			Total	IFM	Sociétés financières autres que les IFM	Sociétés non financières
				Sociétés financières autres que les IFM	Sociétés non financières	Administration centrale	Autres administrations publiques					
								Véhicules financiers				
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Encours												
2016		16 620,1	4 213,3	3 310,0	.	1 243,3	7 149,9	703,7	7 089,5	537,6	1 080,2	5 471,6
2017		16 599,9	4 079,6	3 204,2	.	1 312,6	7 303,6	699,9	7 954,7	612,5	1 249,6	6 092,6
2018		16 968,7	4 192,6	3 321,1	.	1 337,8	7 444,5	672,7	7 027,1	465,1	1 099,4	5 462,6
2018	Octobre	17 003,0	4 194,0	3 306,7	.	1 355,5	7 464,7	682,0	7 546,6	515,4	1 202,1	5 829,2
	Novembre	17 075,9	4 211,7	3 333,4	.	1 351,0	7 498,8	681,0	7 475,0	512,1	1 179,4	5 783,4
	Décembre	16 968,7	4 192,6	3 321,1	.	1 337,8	7 444,5	672,7	7 027,1	465,1	1 099,4	5 462,6
2019	Janvier	17 105,0	4 253,3	3 315,9	.	1 350,7	7 502,1	683,1	7 482,9	487,0	1 185,1	5 810,9
	Février	17 203,9	4 282,9	3 325,7	.	1 367,9	7 540,9	686,5	7 715,8	518,7	1 225,1	5 972,0
	Mars	17 294,5	4 311,1	3 341,9	.	1 386,4	7 559,4	695,7	7 764,2	495,8	1 230,8	6 037,6
Taux de croissance												
2016		0,3	-3,0	-1,2	.	6,2	2,2	-0,1	0,5	1,2	0,9	0,4
2017		1,3	-0,5	0,1	.	5,9	2,2	0,5	1,0	6,1	2,8	0,2
2018		2,0	1,7	3,3	.	3,3	1,9	-4,3	0,8	-0,1	2,8	0,4
2018	Octobre	2,1	0,9	3,0	.	4,7	2,4	-3,1	0,9	0,5	3,1	0,5
	Novembre	2,2	1,3	3,6	.	3,5	2,4	-3,6	0,9	0,4	2,9	0,5
	Décembre	2,0	1,7	3,3	.	3,3	1,9	-4,3	0,8	-0,1	2,8	0,4
2019	Janvier	2,1	2,1	2,3	.	3,5	2,3	-2,7	0,7	-0,1	2,7	0,4
	Février	2,6	2,9	2,4	.	4,6	2,5	-1,6	0,6	-0,1	2,6	0,3
	Mars	2,4	2,9	2,4	.	3,7	2,1	0,0	0,4	-0,2	1,7	0,2

Source : BCE.

## 2 Évolutions financières

### 2.8 Taux de change effectifs <sup>1)</sup>

(valeurs moyennes sur la période; indice : T1 1999 = 100)

	TCE-19						TCE-38	
	Taux nominal	Taux réel (sur la base de l'IPC)	Taux réel (sur la base de l'IPP)	Taux réel (sur la base du déflateur du PIB)	Taux réel (sur la base des CUMIM <sup>2)</sup> )	Taux réel (sur la base des CUME)	Taux nominal	Taux réel (sur la base de l'IPC)
	1	2	3	4	5	6	7	8
2016	94,4	89,5	90,9	85,1	79,1	89,3	109,7	88,9
2017	96,6	91,4	92,0	86,0	78,5	89,8	112,0	90,0
2018	98,9	93,4	93,5	87,6	79,6	91,0	117,9	93,8
2018 T2	98,4	93,1	93,1	87,2	79,1	90,5	117,0	93,4
T3	99,2	93,7	93,5	87,8	79,6	91,3	119,2	94,8
T4	98,5	93,0	93,0	87,2	79,2	90,6	118,4	93,8
2019 T1	97,4	91,6	92,3	.	.	.	116,7	92,1
2018 Décembre	98,4	92,7	93,0	—	—	—	118,0	93,3
2019 Janvier	97,8	92,1	92,8	—	—	—	117,3	92,7
Février	97,4	91,7	92,4	—	—	—	116,6	92,0
Mars	96,9	91,1	91,7	—	—	—	116,2	91,5
Avril	96,7	91,0	91,2	—	—	—	116,1	91,5
Mai	97,4	91,6	91,7	—	—	—	117,0	92,1
<i>variation en pourcentage par rapport au mois précédent</i>								
2019 Mai	0,7	0,7	0,5	—	—	—	0,8	0,8
<i>variation en pourcentage par rapport à l'année précédente</i>								
2019 Mai	-0,7	-1,2	-1,1	—	—	—	0,3	-1,1

Source : BCE.

1) Pour une définition des groupes de partenaires commerciaux et d'autres informations, cf. les notes générales annexées au *Bulletin statistique*.

2) Les séries déflatées des CUMIM sont disponibles uniquement pour le groupe TCE-18 de partenaires commerciaux.

### 2.9 Taux de change bilatéraux

(valeurs moyennes sur la période; unités de monnaie nationale pour 1 euro)

	Yuan renminbi chinois	Kuna croate	Couronne tchèque	Couronne danoise	Forint hongrois	Yen japonais	Zloty polonais	Livre sterling	Leu roumain	Couronne suédoise	Franc suisse	Dollar des États-Unis
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2016	7,352	7,533	27,034	7,445	311,438	120,197	4,363	0,819	4,4904	9,469	1,090	1,107
2017	7,629	7,464	26,326	7,439	309,193	126,711	4,257	0,877	4,5688	9,635	1,112	1,130
2018	7,808	7,418	25,647	7,453	318,890	130,396	4,261	0,885	4,6540	10,258	1,155	1,181
2018 T2	7,602	7,398	25,599	7,448	317,199	130,045	4,262	0,876	4,6532	10,330	1,174	1,191
T3	7,915	7,417	25,718	7,455	324,107	129,606	4,303	0,892	4,6471	10,405	1,144	1,163
T4	7,895	7,420	25,864	7,462	322,995	128,816	4,299	0,887	4,6605	10,320	1,137	1,141
2019 T1	7,663	7,422	25,683	7,464	317,907	125,083	4,302	0,873	4,7358	10,419	1,132	1,136
2018 Décembre	7,840	7,404	25,835	7,465	322,738	127,878	4,290	0,898	4,6536	10,277	1,129	1,138
2019 Janvier	7,750	7,429	25,650	7,466	319,800	124,341	4,292	0,886	4,7062	10,269	1,130	1,142
Février	7,649	7,415	25,726	7,463	317,908	125,280	4,318	0,873	4,7486	10,499	1,137	1,135
Mars	7,587	7,421	25,676	7,462	315,924	125,674	4,297	0,858	4,7546	10,500	1,131	1,130
Avril	7,549	7,428	25,677	7,465	321,181	125,436	4,286	0,862	4,7584	10,482	1,132	1,124
Mai	7,674	7,419	25,768	7,468	324,978	122,948	4,296	0,872	4,7594	10,737	1,130	1,118
<i>variation en pourcentage par rapport au mois précédent</i>												
2019 Mai	1,7	-0,1	0,4	0,0	1,2	-2,0	0,2	1,2	0,0	2,4	-0,1	-0,5
<i>variation en pourcentage par rapport à l'année précédente</i>												
2019 Mai	1,9	0,4	0,5	0,3	2,5	-5,1	0,3	-0,6	2,6	3,8	-4,0	-5,3

Source : BCE.

## 2 Évolutions financières

### 2.10 Balance des paiements de la zone euro, compte financier

(montants en milliards d'euros, sauf indication contraire ; encours de fin de période ; flux au cours de la période)

		Total <sup>1)</sup>			Investissements directs		Investissements de portefeuille		Dérivés financiers nets	Autres investissements		Avoirs de réserve	Pour mémoire : dette extérieure brute
		Avoirs	Engagements	Net	Avoirs	Engagements	Avoirs	Engagements		Avoirs	Engagements		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Encours (position extérieure)													
2018	T1	25 012,2	25 790,4	-778,2	10 751,0	8 857,7	8 530,2	10 921,1	-75,7	5 133,5	6 011,6	673,2	14 172,3
	T2	25 656,6	26 284,2	-627,5	10 965,4	9 014,8	8 742,7	10 986,3	-83,3	5 341,8	6 283,1	690,0	14 410,2
	T3	25 805,4	26 314,1	-508,7	10 913,3	8 916,3	8 886,5	11 069,5	-64,4	5 396,1	6 328,3	673,9	14 463,0
	T4	25 023,4	25 460,8	-437,4	10 562,7	8 777,2	8 467,0	10 424,1	-79,1	5 353,8	6 259,5	719,1	14 185,2
encours en pourcentage du PIB													
2018	T4	216,2	220,0	-3,8	91,3	75,8	73,2	90,1	-0,7	46,3	54,1	6,2	122,6
Flux													
2018	T2	197,6	154,6	43,0	39,2	21,2	0,5	-51,2	38,4	112,9	184,7	6,6	—
	T3	27,1	-60,0	87,1	-116,2	-102,3	43,9	-0,5	35,4	62,8	42,7	1,2	—
	T4	-338,0	-423,6	85,5	-208,3	-134,6	-55,6	-161,5	29,5	-109,5	-127,5	5,8	—
2019	T1	264,4	211,0	53,4	37,1	20,7	56,2	112,1	15,7	152,2	78,2	3,2	—
2018	Octobre	62,4	89,9	-27,5	33,6	14,6	-30,2	-14,9	7,0	52,8	90,2	-0,7	—
	Novembre	-45,0	-97,0	51,9	-106,1	-70,5	1,9	-12,3	16,0	39,8	-14,2	3,5	—
	Décembre	-355,4	-416,5	61,1	-135,7	-78,8	-27,2	-134,3	6,6	-202,1	-203,4	3,1	—
2019	Janvier	219,4	216,8	2,6	-4,4	15,6	37,8	36,7	5,8	182,8	164,4	-2,7	—
	Février	-8,4	-21,5	13,1	18,5	6,5	4,2	21,2	4,6	-36,4	-49,1	0,7	—
	Mars	53,3	15,7	37,6	22,9	-1,3	14,1	54,1	5,3	5,8	-37,1	5,2	—
flux cumulés sur 12 mois													
2019	Mars	151,0	-117,9	269,0	-248,1	-195,0	44,9	-101,1	119,1	218,3	178,1	16,8	—
flux cumulés sur 12 mois en pourcentage du PIB													
2019	Mars	1,3	-1,0	2,3	-2,1	-1,7	0,4	-0,9	1,0	1,9	1,5	0,1	—

Source : BCE.

1) Les dérivés financiers nets sont inclus dans le total des avoirs.

## 3 Activité économique

### 3.1 PIB et composantes de la dépense

(données trimestrielles cvs ; données annuelles brutes)

	PIB											
	Total	Demande intérieure							Solde extérieur <sup>1)</sup>			
		Total	Consom- mation privée	Consom- mation publique	Formation brute de capital fixe			Variation des stocks <sup>2)</sup>	Total	Expor- tations <sup>1)</sup>	Impor- tations <sup>1)</sup>	
					Total des bâtiments	Total des machines	Droits de propriété intellec- tuelle					
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Prix courants (montants en milliards d'euros)												
2016	10833,2	10350,7	5878,0	2223,9	2210,2	1052,9	679,1	472,1	38,5	482,5	4946,4	4463,9
2017	11212,0	10689,7	6058,8	2286,2	2302,9	1121,5	716,3	459,3	41,8	522,3	5295,7	4773,3
2018	11581,0	11076,9	6227,5	2350,0	2429,9	1195,0	753,0	476,3	69,4	504,1	5541,8	5037,7
2018 T2	2890,4	2757,6	1551,3	586,4	603,4	297,3	187,9	116,8	16,4	132,9	1380,5	1247,6
T3	2904,9	2787,0	1560,7	588,2	612,7	301,7	190,1	119,4	25,4	117,9	1395,4	1277,5
T4	2923,5	2807,0	1573,8	595,2	624,9	306,6	192,3	124,6	13,1	116,4	1412,9	1296,5
2019 T1	2946,9	2820,4	1583,0	597,7	634,0	313,2	194,5	124,9	5,8	126,5	1420,3	1293,8
en pourcentage du PIB												
2018	100,0	95,6	53,8	20,3	21,0	10,3	6,5	4,1	0,6	4,4	—	—
Volumes chaînés (aux prix de l'année précédente)												
variations trimestrielles en pourcentage												
2018 T2	0,4	0,3	0,1	0,4	1,6	1,5	2,2	0,9	—	—	1,2	1,1
T3	0,1	0,6	0,1	0,0	0,5	0,3	0,3	1,6	—	—	0,2	1,2
T4	0,2	0,2	0,3	0,6	1,4	0,9	0,9	3,7	—	—	1,2	1,2
2019 T1	0,4	0,3	0,5	0,1	1,1	1,5	1,2	-0,1	—	—	0,6	0,4
variations annuelles en pourcentage												
2016	1,9	2,4	1,9	1,8	3,9	2,7	5,8	4,3	—	—	3,0	4,2
2017	2,4	1,8	1,7	1,2	2,7	3,9	5,1	-3,5	—	—	5,1	3,9
2018	1,9	1,8	1,3	1,0	3,4	3,2	4,4	2,2	—	—	3,2	3,2
2018 T2	2,2	1,6	1,4	1,1	2,8	3,9	5,6	-3,9	—	—	4,0	2,8
T3	1,7	1,9	1,0	0,7	3,4	2,2	4,3	4,9	—	—	3,0	3,7
T4	1,2	1,8	1,1	1,1	3,7	3,1	2,6	7,1	—	—	2,0	3,4
2019 T1	1,2	1,4	1,1	1,1	4,8	4,3	4,7	6,2	—	—	3,2	4,0
contributions aux variations trimestrielles en pourcentage du PIB ; en points de pourcentage												
2018 T2	0,4	0,3	0,1	0,1	0,3	0,2	0,1	0,0	-0,2	0,1	—	—
T3	0,1	0,5	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,4	-0,4	—	—
T4	0,2	0,2	0,2	0,1	0,3	0,1	0,1	0,2	-0,4	0,0	—	—
2019 T1	0,4	0,3	0,3	0,0	0,2	0,2	0,1	0,0	-0,3	0,1	—	—
contributions aux variations annuelles en pourcentage du PIB ; en points de pourcentage												
2016	1,9	2,3	1,0	0,4	0,8	0,3	0,4	0,2	0,1	-0,3	—	—
2017	2,4	1,7	0,9	0,3	0,5	0,4	0,3	-0,1	0,0	0,7	—	—
2018	1,9	1,7	0,7	0,2	0,7	0,3	0,3	0,1	0,1	0,2	—	—
2018 T2	2,2	1,5	0,8	0,2	0,6	0,4	0,4	-0,2	-0,1	0,7	—	—
T3	1,7	1,8	0,5	0,1	0,7	0,2	0,3	0,2	0,5	-0,2	—	—
T4	1,2	1,7	0,6	0,2	0,8	0,3	0,2	0,3	0,1	-0,5	—	—
2019 T1	1,2	1,4	0,6	0,2	1,0	0,4	0,3	0,2	-0,5	-0,2	—	—

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

1) Les exportations et les importations couvrent les biens et services et incluent les échanges commerciaux transfrontières intra-zone euro.

2) Y compris les acquisitions moins les cessions d'objets de valeur.



## 3 Activité économique

### 3.2 Valeur ajoutée par secteur d'activité économique

(données trimestrielles cvs ; données annuelles brutes)

	Valeur ajoutée brute (aux prix de base)											Taxes moins subventions sur les produits
	Total	Agriculture, sylviculture et pêche	Industrie manufacturière, énergie et services publics	Construction	Commerce, transport, hébergement et restauration	Information et communication	Activités financières et d'assurance	Activités immobilières	Activités spécialisées, de services aux entreprises et de soutien	Administration publique, enseignement, santé et action sociale	Arts, spectacles et autres activités de services	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Prix courants (montants en milliards d'euros)												
2016	9 721,5	158,4	1 960,6	486,8	1 840,3	451,5	469,8	1 100,5	1 067,9	1 849,7	336,1	1 111,7
2017	10 052,4	172,4	2 026,7	515,5	1 921,0	469,3	462,2	1 129,4	1 115,4	1 897,5	343,2	1 159,6
2018	10 376,7	174,0	2 072,7	553,1	1 982,5	491,5	464,7	1 162,3	1 168,2	1 958,0	349,8	1 204,3
2018 T2	2 589,6	43,1	519,7	137,1	495,3	122,5	115,4	289,6	291,6	488,1	87,2	300,8
T3	2 602,5	43,8	519,7	139,7	496,4	123,6	116,4	291,5	293,0	491,0	87,5	302,3
T4	2 619,8	44,0	519,6	142,4	500,4	124,5	116,6	293,5	295,7	495,0	87,9	303,7
2019 T1	2 639,7	44,6	521,5	145,6	503,7	125,0	117,5	295,9	298,5	498,8	88,5	307,2
en pourcentage de la valeur ajoutée												
2018	100,0	1,7	20,0	5,3	19,1	4,7	4,5	11,2	11,3	18,9	3,4	–
Volumes chaînés (aux prix de l'année précédente)												
variations trimestrielles en pourcentage												
2018 T2	0,4	0,0	0,2	1,0	0,4	1,6	0,3	0,1	0,7	0,1	-0,1	0,6
T3	0,2	-1,0	-0,1	0,6	0,0	0,7	0,7	0,4	-0,1	0,3	0,4	-0,1
T4	0,3	0,6	-0,5	1,1	0,4	0,6	0,2	0,3	0,6	0,3	0,2	0,0
2019 T1	0,4	0,7	0,1	1,1	0,7	0,3	-0,4	0,3	0,5	0,4	0,4	0,4
variations annuelles en pourcentage												
2016	1,8	-1,4	3,3	1,6	1,9	3,8	0,5	0,5	2,4	1,2	0,5	2,8
2017	2,4	1,7	3,0	3,3	3,1	4,6	0,4	1,0	3,9	1,1	0,9	2,5
2018	1,9	1,0	1,2	3,4	2,3	4,8	1,1	1,4	3,3	1,2	0,8	1,6
2018 T2	2,2	1,8	2,3	3,3	2,5	5,5	1,0	1,3	3,7	1,2	0,6	1,9
T3	1,7	0,2	0,7	3,3	2,0	4,4	1,6	1,3	2,9	1,1	0,5	1,7
T4	1,2	-0,1	-1,2	3,4	1,7	4,4	0,9	1,4	2,8	1,2	0,5	1,0
2019 T1	1,2	0,3	-0,3	4,0	1,6	3,2	0,8	1,1	1,8	1,2	0,9	0,9
contributions aux variations trimestrielles en pourcentage de la valeur ajoutée ; en points de pourcentage												
2018 T2	0,4	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	–
T3	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	–
T4	0,3	0,0	-0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	–
2019 T1	0,4	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	–
contributions aux variations annuelles en pourcentage de la valeur ajoutée ; en points de pourcentage												
2016	1,8	0,0	0,7	0,1	0,4	0,2	0,0	0,1	0,3	0,2	0,0	–
2017	2,4	0,0	0,6	0,2	0,6	0,2	0,0	0,1	0,4	0,2	0,0	–
2018	1,9	0,0	0,2	0,2	0,4	0,2	0,1	0,2	0,4	0,2	0,0	–
2018 T2	2,2	0,0	0,5	0,2	0,5	0,3	0,0	0,1	0,4	0,2	0,0	–
T3	1,7	0,0	0,1	0,2	0,4	0,2	0,1	0,1	0,3	0,2	0,0	–
T4	1,2	0,0	-0,2	0,2	0,3	0,2	0,0	0,2	0,3	0,2	0,0	–
2019 T1	1,2	0,0	-0,1	0,2	0,3	0,1	0,0	0,1	0,2	0,2	0,0	–

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

## 3 Activité économique

### 3.3 Emploi <sup>1)</sup>

(données trimestrielles cvs; données annuelles brutes)

	Total	Par statut		Par activité économique									
		Salariés	Tra- vailleurs indé- pendants	Agricul- ture, sylvicul- ture et pêche	Industrie manu- factu- rière, énergie et services publics	Cons- truction	Commerce, transport, hébergement et restaura- tion	Informa- tion et commu- nication	Activités finan- cières et d'assu- rance	Activités immobi- lières	Activités spéciali- sées de ser- vices aux entre- prises et de soutien	Adminis- tration publique, ensei- gnement, santé et action sociale	Arts, spec- tacles et autres activités de ser- vices
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
<b>Personnes employées</b>													
<i>en pourcentage du nombre total de personnes employées</i>													
2016	100,0	85,5	14,5	3,2	14,8	5,9	24,9	2,8	2,6	1,0	13,5	24,2	7,0
2017	100,0	85,8	14,2	3,2	14,8	6,0	24,9	2,8	2,5	1,0	13,7	24,2	7,0
2018	100,0	86,0	14,0	3,1	14,8	6,0	24,9	2,9	2,4	1,0	13,8	24,1	6,9
<i>variations annuelles en pourcentage</i>													
2016	1,4	1,7	-0,3	-0,5	0,8	0,2	1,6	3,0	-0,3	2,1	2,9	1,3	0,7
2017	1,6	2,0	-0,5	-0,5	1,3	1,9	1,7	3,3	-1,2	1,9	3,1	1,3	1,2
2018	1,5	1,8	-0,4	-0,4	1,5	2,6	1,5	3,1	-0,9	2,0	2,6	1,2	0,5
2018 T2	1,6	1,9	-0,3	-0,4	1,7	2,5	1,4	2,6	-0,9	2,3	3,0	1,3	1,3
T3	1,4	1,7	-0,3	0,0	1,3	2,6	1,5	3,5	-1,2	1,9	2,4	1,2	0,0
T4	1,4	1,7	-0,3	-0,3	1,3	3,1	1,5	3,5	-0,7	1,5	1,9	1,2	-0,3
2019 T1	1,3	1,5	-0,1	0,3	1,3	2,5	1,2	3,8	-0,3	2,1	1,7	1,2	0,0
<b>Heures travaillées</b>													
<i>en pourcentage du nombre total d'heures travaillées</i>													
2016	100,0	80,6	19,4	4,3	15,4	6,7	25,8	3,0	2,6	1,0	13,2	21,9	6,2
2017	100,0	81,0	19,0	4,2	15,4	6,7	25,8	3,0	2,6	1,0	13,4	21,8	6,2
2018	100,0	81,4	18,6	4,2	15,3	6,8	25,7	3,1	2,5	1,0	13,6	21,7	6,1
<i>variations annuelles en pourcentage</i>													
2016	1,4	1,8	-0,4	-0,3	0,9	0,4	1,6	3,0	0,1	2,7	3,0	1,3	0,7
2017	1,2	1,7	-0,9	-1,1	1,1	1,9	1,2	3,0	-1,7	2,1	2,7	0,8	0,5
2018	1,6	2,0	-0,4	0,6	1,4	2,9	1,2	3,1	-0,8	2,1	2,9	1,4	0,6
2018 T2	1,9	2,4	-0,3	1,0	1,7	2,9	1,2	3,1	-0,4	2,3	3,7	1,6	1,9
T3	1,8	2,2	0,1	1,1	1,3	3,6	1,5	3,8	-0,9	2,3	3,2	1,4	0,8
T4	1,6	2,0	0,0	0,4	1,4	3,5	1,4	3,7	-0,2	1,2	2,4	1,5	0,6
2019 T1	1,6	1,9	0,5	1,6	1,4	3,7	1,5	4,0	0,1	2,0	2,1	1,2	0,5
<b>Heures travaillées par personne employée</b>													
<i>variations annuelles en pourcentage</i>													
2016	0,0	0,2	-0,1	0,2	0,1	0,2	0,1	0,0	0,4	0,6	0,2	-0,1	0,0
2017	-0,4	-0,2	-0,4	-0,6	-0,1	0,0	-0,5	-0,2	-0,5	0,2	-0,4	-0,5	-0,7
2018	0,1	0,2	0,0	0,9	-0,1	0,3	-0,3	0,0	0,1	0,1	0,3	0,1	0,1
2018 T2	0,2	0,4	0,1	1,5	0,0	0,4	-0,2	0,4	0,5	0,0	0,7	0,3	0,6
T3	0,4	0,4	0,5	1,1	0,0	0,9	0,1	0,3	0,3	0,5	0,8	0,2	0,8
T4	0,3	0,4	0,3	0,7	0,0	0,4	-0,1	0,2	0,5	-0,3	0,5	0,3	1,0
2019 T1	0,3	0,3	0,7	1,3	0,1	1,2	0,3	0,2	0,4	-0,2	0,4	0,0	0,4

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

1) Les données relatives à l'emploi sont établies sur la base du SEC 2010.

### 3 Activité économique

#### 3.4 Population active, chômage et offres d'emploi

(données cvs, sauf indication contraire)

	Popu- lation active, millions <sup>1)</sup>	Sous- emploi, % de la popu- lation active <sup>1)</sup>	Chômage										Taux de vacance d'emploi <sup>2)</sup>	
			Total		Chômage de longue durée, % de la population active <sup>1)</sup>	Par âge				Par sexe				% du total des postes
			Millions	% de la popu- lation active		Adultes		Jeunes		Hommes		Femmes		
						Millions	% de la popu- lation active	Millions	% de la popu- lation active	Millions	% de la popu- lation active	Millions	% de la popu- lation active	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
% du total en 2016			100,0			81,7		18,3		52,2		47,8		
2016	162,028	4,3	16,258	10,0	5,0	13,293	9,0	2,964	20,9	8,484	9,7	7,774	10,4	1,7
2017	162,659	4,1	14,761	9,1	4,4	12,095	8,1	2,666	18,8	7,637	8,7	7,124	9,5	1,9
2018	163,301	3,8	13,392	8,2	3,8	10,963	7,4	2,429	17,0	6,899	7,9	6,493	8,6	2,1
2018 T2	163,180	3,9	13,512	8,3	3,9	11,078	7,4	2,434	17,0	6,962	7,9	6,550	8,7	2,1
T3	163,730	3,6	13,150	8,1	3,6	10,754	7,2	2,396	16,7	6,794	7,7	6,357	8,4	2,1
T4	163,702	3,7	12,988	7,9	3,6	10,612	7,1	2,376	16,5	6,648	7,6	6,340	8,4	2,3
2019 T1	.	.	12,724	7,8	.	10,401	7,0	2,323	16,0	6,486	7,4	6,238	8,2	2,4
2018 Novembre	–	–	12,976	7,9	–	10,614	7,1	2,362	16,4	6,648	7,6	6,328	8,3	–
Décembre	–	–	12,874	7,9	–	10,521	7,1	2,353	16,3	6,567	7,5	6,307	8,3	–
2019 Janvier	–	–	12,829	7,8	–	10,491	7,0	2,338	16,2	6,540	7,4	6,289	8,3	–
Février	–	–	12,750	7,8	–	10,426	7,0	2,324	16,1	6,504	7,4	6,246	8,2	–
Mars	–	–	12,593	7,7	–	10,286	6,9	2,307	15,9	6,413	7,3	6,180	8,1	–
Avril	–	–	12,529	7,6	–	10,221	6,8	2,308	15,8	6,372	7,2	6,157	8,1	–

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

1) Données brutes.

2) Le taux de vacance d'emploi est égal au nombre d'emplois vacants divisé par la somme du nombre d'emplois occupés et du nombre d'emplois vacants, exprimé en pourcentage.

#### 3.5 Statistiques conjoncturelles relatives à l'activité économique

		Production industrielle					Con- struction	Indicateur BCE relatif aux entrées de commandes dans l'industrie	Ventes au détail				Nouvelles immatricu- lations de voitures particulières	
		Total (hors construction)		Principaux secteurs industriels					Total	Produits alimen- taires, bois- sons, tabac	Produits non alimen- taires	Carburants		
				Industrie manu- factu- rière	Biens inter- mé- diaires	Biens d'équi- pement								Biens de consom- mation
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
% du total en 2015		100,0	88,7	32,1	34,5	21,8	11,6	100,0	100,0	100,0	40,4	52,5	7,1	100,0
variations annuelles en pourcentage														
2016		1,6	1,8	1,8	1,9	1,8	0,5	3,0	0,7	1,6	1,0	2,2	1,4	7,2
2017		2,9	3,2	3,4	3,9	1,4	1,2	2,9	7,9	2,5	1,6	3,4	1,0	5,7
2018		0,9	1,2	0,6	1,8	1,3	-1,5	2,1	2,7	1,6	1,3	2,0	0,6	0,8
2018	T2	2,2	2,6	1,7	4,1	2,0	-1,9	1,6	4,0	1,8	1,2	2,6	0,7	3,3
	T3	0,5	0,7	-0,3	1,5	1,0	-1,2	2,4	1,6	1,2	1,1	1,5	0,0	3,4
	T4	-1,9	-1,7	-2,1	-2,1	-0,4	-3,6	1,8	-1,0	1,7	1,4	1,9	1,6	-9,4
2019 T1		-0,3	0,0	-0,8	0,0	1,3	-2,5	4,9	-3,1	2,4	0,9	3,4	2,6	-3,6
2018	Novembre	-2,9	-2,8	-2,9	-4,4	0,4	-3,7	1,0	1,6	2,0	0,8	2,7	2,0	-8,9
	Décembre	-4,1	-3,9	-3,6	-5,0	-2,9	-4,4	3,0	-4,4	0,6	0,9	0,2	1,5	-7,5
2019	Janvier	-0,4	-1,2	-1,5	-2,4	1,1	5,6	1,1	-2,8	2,2	1,6	2,3	3,9	-2,5
	Février	0,0	0,8	-0,8	1,0	3,2	-5,9	7,6	-3,7	3,0	0,9	4,6	2,5	-2,3
	Mars	-0,6	0,3	-0,4	1,3	-0,1	-7,3	6,3	-2,7	2,0	0,4	3,4	1,5	-5,5
	Avril	.	.	.	.	.	.	.	.	1,5	1,5	1,2	1,3	-0,2
variations mensuelles en pourcentage (données cvs)														
2018	Novembre	-1,3	-1,3	-1,2	-2,3	0,1	0,5	0,4	3,2	0,8	-0,4	1,4	0,5	6,7
	Décembre	-0,9	-0,9	0,3	-1,2	-2,0	-0,5	1,5	-4,1	-1,3	0,2	-2,2	-0,4	2,5
2019	Janvier	2,0	1,7	0,6	1,8	2,7	3,0	-1,0	-0,4	0,9	0,0	1,6	1,4	4,8
	Février	-0,1	0,4	0,0	-0,1	0,4	-3,4	3,0	-1,4	0,6	0,2	1,1	-0,5	-0,1
	Mars	-0,3	-0,2	0,1	0,4	-0,8	-0,3	-0,3	0,3	0,0	0,4	-0,2	-0,7	-3,6
	Avril	.	.	.	.	.	.	.	.	-0,4	-0,4	-0,4	0,1	4,7

Sources : Eurostat et calculs de la BCE, données expérimentales de la BCE (col. 8) et Association des constructeurs européens d'automobiles (col. 13).

## 3 Activité économique

### 3.6 Enquêtes d'opinion

(données cvs)

	Enquêtes de la Commission européenne auprès des chefs d'entreprise et des consommateurs (soldes d'opinion en pourcentage, sauf indication contraire)								Enquêtes auprès des directeurs d'achat (indices de diffusion)			
	Indicateur du climat économique (moyenne à long terme = 100)	Secteur manufacturier		Indicateur de confiance des consomma- teurs	Indicateur de confiance dans le secteur de la construction	Indicateur de confiance du com- merce de détail	Secteur des services		Indice des directeurs d'achat pour l'industrie manufac- turière	Production dans le secteur manufac- turier	Activité dans le secteur des services	Indice composite pour la production
		Indicateur de confiance dans l'industrie	Taux d'utili- sation des capacités de produc- tion (en %)				Indicateur de confiance dans le secteur des services	Taux d'utili- sation des capacités de produc- tion (en %)				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1999-2015	99,2	-5,3	80,7	-11,7	-15,0	-8,7	7,2	-	51,2	52,5	53,0	52,8
2016	104,1	-1,8	81,7	-8,1	-16,4	0,6	11,3	88,9	52,5	53,6	53,1	53,3
2017	110,1	5,5	83,2	-5,4	-4,2	2,3	14,6	89,8	57,4	58,5	55,6	56,4
2018	111,2	6,6	83,8	-4,9	6,1	1,3	15,2	90,3	54,9	54,7	54,5	54,6
2018 T2	111,8	7,8	83,9	-4,7	5,5	0,5	15,1	90,4	55,6	55,1	54,5	54,7
T3	110,9	5,9	83,7	-5,1	6,6	1,9	15,3	90,3	54,3	54,0	54,4	54,3
T4	108,8	3,6	83,6	-6,4	7,9	-0,3	13,4	90,4	51,7	51,0	52,8	52,3
2019 T1	106,0	-0,5	83,2	-7,0	7,5	-1,0	11,6	90,7	49,1	49,0	52,4	51,5
2018 Décembre	107,4	2,3	-	-7,8	7,3	-0,1	12,2	-	51,4	51,0	51,2	51,1
2019 Janvier	106,3	0,6	83,6	-7,4	8,4	-2,1	11,0	90,8	50,5	50,5	51,2	51,0
Février	106,2	-0,4	-	-6,9	6,6	-1,3	12,1	-	49,3	49,4	52,8	51,9
Mars	105,6	-1,6	-	-6,6	7,5	0,3	11,5	-	47,5	47,2	53,3	51,6
Avril	103,9	-4,3	82,8	-7,3	6,5	-1,1	11,8	90,7	47,9	48,0	52,8	51,5
Mai	105,1	-2,9	-	-6,5	4,1	-1,2	12,2	-	47,7	48,9	52,9	51,8

Sources : Commission européenne (Direction générale des Affaires économiques et financières) (col. 1-8), Markit (col. 9-12).

### 3.7 Synthèse des comptes des ménages et des sociétés non financières

(prix courants, sauf indication contraire ; données brutes)

	Ménages							Sociétés non financières					
	Taux d'épargne (brut) <sup>1)</sup>	Ratio de dette	Revenu disponible brut réel	Investis- sment financier	Investis- sment non financier (brut)	Valeur nette <sup>2)</sup>	Patrimoine immobilier	Partici- pation aux bénéfices <sup>3)</sup>	Taux d'épargne (net)	Ratio de dette <sup>4)</sup>	Investis- sment financier	Investis- sment non financier (brut)	Finan- cement
	En pourcentage du revenu disponible brut (ajusté)		Variations annuelles en pourcentage					En pourcentage de la valeur ajoutée nette		En pour- centage du PIB	Variations annuelles en pourcentage		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2015	12,2	94,0	1,5	1,9	1,2	3,1	2,0	34,7	5,9	138,0	5,1	7,8	3,0
2016	12,1	94,3	1,8	2,0	6,1	3,3	2,7	35,4	7,5	138,0	5,0	6,1	3,0
2017	11,8	94,0	1,4	2,1	6,8	4,2	4,2	34,8	7,0	136,5	3,8	4,7	2,3
2018 T1	11,8	93,7	1,8	2,0	5,1	3,8	4,7	34,8	7,0	136,1	3,1	-0,4	1,8
T2	11,9	93,7	2,1	2,0	8,0	3,9	4,8	35,0	7,0	136,7	3,2	1,7	1,9
T3	12,0	93,6	1,4	2,0	8,3	3,8	5,0	34,7	7,0	136,5	2,9	8,7	1,7
T4	12,1	93,5	1,5	2,0	8,3	2,7	4,9	34,6	6,6	135,6	2,2	12,6	1,4

Sources : BCE et Eurostat.

1) Fondé sur les sommes cumulées sur quatre trimestres de l'épargne et du revenu disponible brut (ajustés de la variation des droits nets des ménages sur les fonds de pension).

2) Actifs financiers (net des engagements financiers) et actifs non financiers. Les actifs non financiers recouvrent principalement du patrimoine immobilier (structures résidentielles et terrains). Ils incluent également les actifs non financiers des entreprises non constituées en sociétés classées dans le secteur des ménages.

3) La participation aux bénéfices utilise le revenu net d'entreprise, qui est globalement équivalent au bénéfice non distribué en comptabilité d'entreprise.

4) Fondé sur les encours de prêts, de titres de créance, de crédits commerciaux et d'engagements au titre des retraites.

### 3 Activité économique

#### 3.8 Balance des paiements, compte des transactions courantes et compte de capital

(montant en milliards d'euros ; données cvs sauf indication contraire ; flux)

		Compte des transactions courantes										Compte de capital <sup>1)</sup>		
		Total			Biens		Services		Revenus primaires		Revenus secondaires			
		Crédit	Débit	Net	Crédit	Débit	Crédit	Débit	Crédit	Débit	Crédit	Débit	Crédit	Débit
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2018	T2	1025,1	938,9	86,3	576,4	508,4	223,1	195,4	197,8	171,0	28,0	64,1	8,3	8,8
	T3	1032,8	960,9	71,9	585,8	525,0	228,7	202,8	189,7	164,7	28,5	68,4	8,7	5,8
	T4	1045,3	965,8	79,6	598,6	528,9	230,9	205,8	186,2	157,5	29,7	73,6	21,9	33,6
2019	T1	1045,1	954,8	90,2	602,5	525,4	229,4	206,6	185,1	158,8	28,1	64,0	10,0	7,5
2018	Octobre	351,2	323,1	28,1	201,7	180,1	75,7	67,5	64,2	52,0	9,6	23,6	3,3	9,6
	Novembre	350,1	324,0	26,2	198,0	175,0	78,6	69,2	63,3	54,8	10,2	24,9	4,1	10,6
	Décembre	344,0	318,6	25,4	198,9	173,8	76,6	69,1	58,7	50,6	9,8	25,1	14,5	13,4
2019	Janvier	356,8	319,2	37,6	200,3	173,4	77,9	69,8	68,6	54,1	10,1	22,0	3,9	2,1
	Février	340,2	312,3	27,9	199,2	173,5	75,4	68,4	57,1	49,1	8,5	21,3	3,5	1,9
	Mars	348,0	323,3	24,7	203,0	178,5	76,2	68,5	59,3	55,6	9,5	20,7	2,6	3,5
flux cumulés sur 12 mois														
2019	Mars	4 148,4	3 820,4	328,0	2 363,3	2 087,7	912,1	810,6	758,8	652,0	114,2	270,0	48,9	55,7
flux cumulés sur 12 mois en pourcentage du PIB														
2019	Mars	35,8	33,0	2,8	20,4	18,0	7,9	7,0	6,6	5,6	1,0	2,3	0,4	0,5

1) Le compte de capital n'est pas corrigé des variations saisonnières.

#### 3.9 Échanges de biens de la zone euro <sup>1)</sup>, valeurs et volumes par groupes de produits <sup>2)</sup>

(données cvs, sauf indication contraire)

		Total (données brutes)		Exportations (FAB)					Importations (CAF)					
		Exportations	Importations	Total			Pour mémoire : produits manufacturés		Total			Pour mémoire : Produits manufacturés	Pétrole	
		1	2	3	Biens intermédiaires	Biens d'équipement	Biens de consommation	7	8	Biens intermédiaires	Biens d'équipement	Biens de consommation	12	13
Valeurs (en milliards d'euros ; variations annuelles en pourcentage pour les colonnes 1 et 2)														
2018	T2	4,4	6,2	566,3	271,4	118,1	166,7	474,6	515,6	300,9	80,2	127,0	364,9	65,5
	T3	4,7	10,3	572,8	278,2	117,4	166,8	478,7	531,0	309,9	86,3	126,9	373,8	68,5
	T4	3,9	7,8	580,1	278,1	123,2	168,3	485,1	535,8	309,4	87,9	130,5	379,6	66,4
2019	T1	3,9	4,8	587,2	.	.	.	492,3	531,4	.	.	.	379,5	.
2018	Octobre	11,1	15,0	194,1	93,7	40,5	56,2	161,2	181,0	105,9	29,3	44,1	127,1	24,2
	Novembre	2,3	5,5	192,8	92,8	40,5	55,8	162,2	177,6	102,1	28,8	43,6	126,5	21,1
	Décembre	-2,0	2,6	193,2	91,6	42,2	56,2	161,7	177,3	101,4	29,7	42,8	125,9	21,1
2019	Janvier	2,5	3,3	194,8	95,0	40,4	56,9	164,4	177,6	102,4	28,9	43,5	126,7	20,9
	Février	6,2	5,2	195,3	94,4	39,8	57,2	164,2	174,7	100,6	27,5	43,7	126,1	21,0
	Mars	3,1	6,0	197,0	.	.	.	163,7	179,1	.	.	.	126,7	.
Indices de volume (2000 = 100 ; variations annuelles en pourcentage pour les colonnes 1 et 2)														
2018	T2	3,1	2,9	125,7	124,4	127,0	129,4	126,4	115,4	115,6	112,6	118,4	119,7	101,4
	T3	1,1	2,0	125,3	125,7	124,9	127,6	126,1	115,4	115,0	118,1	115,5	120,1	99,4
	T4	0,1	1,7	126,0	124,9	129,7	127,7	126,6	116,0	115,1	117,8	117,6	120,4	100,7
2019	T1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
2018	Septembre	-4,7	-1,2	124,5	124,9	124,8	126,4	126,0	114,7	113,9	118,4	114,9	119,6	95,6
	Octobre	7,0	5,3	127,0	126,4	129,0	128,6	127,2	116,7	116,0	119,7	119,5	122,0	98,2
	Novembre	-1,6	-0,6	125,5	124,9	128,1	127,0	127,0	114,7	113,4	115,0	117,5	119,9	94,6
	Décembre	-5,2	0,1	125,7	123,5	132,2	127,7	125,5	116,5	115,8	118,6	115,8	119,4	109,3
2019	Janvier	-1,1	1,7	126,2	127,3	127,4	128,2	126,9	117,2	117,9	117,0	116,5	120,0	111,5
	Février	2,0	1,2	126,5	126,6	125,4	128,5	126,9	115,1	115,0	111,2	118,3	120,2	105,7

Sources : BCE et Eurostat.

1) Les écarts entre le poste des biens figurant dans la balance des paiements de la BCE (tableau 3.8) et les échanges de biens enregistrés par Eurostat (tableau 3.9) découlent principalement de différences de définition.

2) Groupes de produits selon la classification par grandes catégories économiques.

## 4 Prix et coûts

### 4.1 Indice des prix à la consommation harmonisé <sup>1)</sup>

(variations annuelles en pourcentage, sauf indication contraire)

	Total					Total (cvs ; variation en pourcentage par rapport à la période précédente) <sup>2)</sup>						Pour mémoire : prix administrés	
	Indice : 2015 = 100	Total		Biens	Services	Total	Produits alimentaires transformés	Produits alimentaires non transformés	Produits manufacturés hors énergie	Énergie (données brutes)	Services	IPCH global hors prix administrés	Prix administrés
		Total	Total, hors produits alimentaires et énergie										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
% du total en 2019	100,0	100,0	70,9	55,5	44,5	100,0	14,5	4,5	26,4	10,1	44,5	83,6	16,4
2016	100,2	0,2	0,8	-0,4	1,1	—	—	—	—	—	—	0,2	0,3
2017	101,8	1,5	1,0	1,6	1,4	—	—	—	—	—	—	1,6	1,0
2018	103,6	1,8	1,0	2,0	1,5	—	—	—	—	—	—	1,7	2,1
2018 T2	103,8	1,7	1,0	2,0	1,4	0,6	0,7	1,0	0,0	1,9	0,5	1,7	1,6
T3	104,1	2,1	1,0	2,6	1,5	0,5	0,4	0,5	0,1	2,7	0,3	2,1	2,4
T4	104,3	1,9	1,0	2,3	1,5	0,3	0,3	0,3	0,1	1,6	0,2	1,8	2,8
2019 T1	103,5	1,4	1,0	1,5	1,4	0,0	0,6	0,2	0,1	-2,4	0,3	1,3	2,3
2018 Décembre	104,1	1,5	0,9	1,7	1,3	-0,3	0,0	0,2	0,0	-3,3	0,1	1,3	2,7
2019 Janvier	103,0	1,4	1,1	1,2	1,6	0,0	0,3	0,0	0,1	-0,9	0,1	1,2	2,4
Février	103,3	1,5	1,0	1,6	1,4	0,2	0,2	0,9	0,0	0,6	0,1	1,3	2,3
Mars	104,4	1,4	0,8	1,6	1,1	0,1	0,4	-1,3	-0,2	0,8	0,2	1,3	2,2
Avril	105,1	1,7	1,3	1,5	1,9	0,4	0,1	0,0	0,1	0,7	0,6	1,7	2,1
Mai <sup>3)</sup>	105,3	1,2	0,8	.	1,1	0,1	0,2	0,4	0,1	0,9	-0,2	.	.

	Biens						Services						
	Alimentation (y compris boissons alcoolisées et tabac)			Produits manufacturés			Logement		Transports	Communi-cations	Services de loisirs et per-sonnels	Divers	
	Total	Produits alimen-taires transfor-més	Produits alimen-taires non transfor-més	Total	Produits manu-facturés hors énergie	Énergie	Loyers						
	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	
% du total en 2019	19,0	14,5	4,5	36,5	26,4	10,1	11,0	6,5	7,2	2,6	15,3	8,4	
2016	0,9	0,6	1,4	-1,1	0,4	-5,1	1,1	1,1	0,8	0,0	1,3	1,2	
2017	1,8	1,5	2,4	1,5	0,3	4,9	1,3	1,2	2,1	-1,1	2,1	0,8	
2018	2,2	2,1	2,3	1,9	0,3	6,4	1,2	1,2	1,5	-0,1	2,0	1,4	
2018 T2	2,6	2,3	3,3	1,6	0,2	5,6	1,2	1,2	1,3	0,1	1,9	1,3	
T3	2,5	2,1	3,8	2,7	0,2	9,5	1,1	1,1	1,4	0,2	2,2	1,3	
T4	2,0	1,9	2,0	2,4	0,2	8,4	1,2	1,1	1,5	-0,3	1,9	1,7	
2019 T1	2,0	1,9	1,9	1,3	0,3	3,9	1,2	1,2	1,3	-0,6	1,7	1,5	
2018 Décembre	1,8	1,7	1,8	1,6	0,2	5,5	1,2	1,1	1,2	-0,3	1,6	1,7	
2019 Janvier	1,8	1,8	1,8	1,0	0,3	2,7	1,2	1,1	1,6	-0,4	2,2	1,5	
Février	2,3	2,1	2,9	1,3	0,4	3,6	1,2	1,2	1,3	-0,8	1,8	1,5	
Mars	1,8	2,0	1,1	1,5	0,1	5,3	1,2	1,2	1,1	-0,7	1,2	1,5	
Avril	1,5	1,7	0,8	1,6	0,2	5,3	1,3	1,2	2,5	-1,2	2,8	1,6	
Mai <sup>3)</sup>	1,6	1,9	0,4	.	0,3	3,8	.	.	.	.	.	.	

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) En mai 2016, la BCE a commencé à publier une série améliorée de l'IPCH corrigé des variations saisonnières pour la zone euro, suite à une révision de la méthode de désaisonnalisation décrite dans l'encadré 1, *Bulletin économique* n° 3, 2016 ([https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-economique-bce\\_3\\_2016-05.pdf](https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-economique-bce_3_2016-05.pdf)).

3) Estimation fondée sur des données nationales provisoires ainsi que sur des informations préliminaires sur les prix de l'énergie.

## 4 Prix et coûts

### 4.2 Prix des produits manufacturés, de la construction et de l'immobilier

(variations annuelles en pourcentage, sauf indication contraire)

	Prix à la production dans l'industrie hors construction <sup>1)</sup>										Construc- tion <sup>2)</sup>	Prix de l'immo- bilier résiden- ciel <sup>3)</sup>	Indicateur expérimen- tal relatif aux prix de l'immobilier commer- cial <sup>2)</sup>
	Total (indice : 2015 = 100)	Total	Industrie hors construction et énergie						Énergie				
			Secteur manu- facturier	Total	Biens intermé- diaires	Biens d'équi- pement	Biens de consommation						
							Total	Produits alimen- taires, boissons et tabac		Produits non alimen- taires			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
% du total en 2015	100,0	100,0	77,3	72,1	28,9	20,7	22,5	16,5	5,9	27,9			
2016	97,9	-2,1	-1,4	-0,5	-1,6	0,5	0,0	0,0	0,0	-6,9	0,7	3,4	4,9
2017	100,8	3,0	3,0	2,1	3,2	0,9	1,9	2,8	0,2	5,6	2,0	3,7	5,0
2018	104,0	3,2	2,4	1,5	2,6	1,0	0,4	0,2	0,6	8,1	2,4	4,2	3,2
2018 T2	103,1	2,8	2,6	1,3	2,5	1,0	0,3	0,1	0,6	6,7	2,2	4,2	3,4
T3	104,9	4,3	3,2	1,5	3,1	1,1	0,1	-0,3	0,7	12,5	2,9	4,3	2,6
T4	105,7	4,0	2,3	1,4	2,5	1,1	0,3	-0,2	0,8	11,1	2,3	4,2	2,5
2019 T1	105,4	3,0	1,3	1,1	1,4	1,5	0,4	-0,1	1,0	7,7	.	.	.
2018 Novembre	105,9	4,0	2,3	1,5	2,6	1,2	0,3	-0,2	0,8	11,0	—	—	—
Décembre	105,1	3,0	1,5	1,3	2,2	1,1	0,4	0,0	0,8	7,8	—	—	—
2019 Janvier	105,4	2,9	0,9	1,1	1,6	1,4	0,4	0,0	0,9	7,4	—	—	—
Février	105,5	3,0	1,5	1,2	1,3	1,6	0,5	0,0	1,0	8,0	—	—	—
Mars	105,4	2,9	1,7	1,1	1,3	1,6	0,2	-0,3	1,0	7,7	—	—	—
Avril	105,1	2,6	1,6	1,2	1,2	1,5	0,8	0,6	0,9	6,6	—	—	—

Sources : Eurostat, calculs de la BCE et calculs de la BCE effectués à partir des données de MSCI et de sources nationales (col. 13).

1) Ventes domestiques uniquement.

2) Prix des intrants pour les immeubles résidentiels.

3) Données expérimentales établies à partir de sources non harmonisées (cf. [https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb\\_statistics/governance\\_and\\_quality\\_framework/html/experimental-data.en.html](https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb_statistics/governance_and_quality_framework/html/experimental-data.en.html) pour plus de détails).

### 4.3 Prix des matières premières et déflateurs du PIB

(variations annuelles en pourcentage, sauf indication contraire)

	Déflateurs du PIB								Prix du pétrole (euros par baril)	Prix des matières premières hors énergie (en euros)					
	Total (cvs ; indice 2010 = 100)	Total	Demande intérieure				Expor- tations <sup>1)</sup>	Impor- tations <sup>1)</sup>		Pondération fondée sur les importations <sup>2)</sup>			Pondération fondée sur l'utilisation <sup>2)</sup>		
			Total	Consom- mation privée	Consom- mation publique	Formation brute de capital fixe				Total	Alimen- taires	Non alimen- taires	Total	Alimen- taires	Non alimen- taires
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
% du total										100,0	45,4	54,6	100,0	50,4	49,6
2016	106,9	0,9	0,5	0,4	0,6	0,7	-1,4	-2,4	39,9	-2,0	-1,4	-2,8	-3,1	-3,7	-2,3
2017	108,0	1,1	1,5	1,3	1,5	1,5	1,9	3,0	48,1	5,8	-3,5	16,6	6,7	-1,6	17,8
2018	109,5	1,4	1,8	1,4	1,8	2,1	1,4	2,3	60,4	-0,9	-6,3	4,3	-0,2	-5,5	5,7
2018 T2	109,3	1,3	1,7	1,3	1,8	1,8	1,0	1,9	62,6	2,1	-6,0	10,3	1,9	-6,3	11,7
T3	109,7	1,3	2,0	1,7	1,9	2,4	2,3	3,9	64,8	2,0	-3,4	7,1	3,1	-2,2	8,8
T4	110,2	1,5	2,0	1,7	1,8	2,5	1,8	2,9	59,5	1,9	0,1	3,6	2,3	0,2	4,4
2019 T1	110,6	1,6	1,9	1,5	1,9	2,4	1,3	2,0	55,6	3,2	3,7	2,8	3,9	5,2	2,7
2018 Décembre	—	—	—	—	—	—	—	—	49,8	1,5	2,0	1,1	2,2	2,4	2,1
2019 Janvier	—	—	—	—	—	—	—	—	51,9	1,2	3,9	-1,1	1,5	3,8	-0,7
Février	—	—	—	—	—	—	—	—	56,5	4,1	4,9	3,5	4,4	5,6	3,3
Mars	—	—	—	—	—	—	—	—	58,8	4,3	2,4	6,0	5,9	6,3	5,5
Avril	—	—	—	—	—	—	—	—	63,4	2,2	1,6	2,8	4,4	7,7	1,0
Mai	—	—	—	—	—	—	—	—	63,1	-4,1	-3,0	-5,0	-2,2	2,7	-7,1

Sources : Eurostat, calculs de la BCE et Bloomberg (col. 9).

1) Les déflateurs des importations et des exportations concernent les biens et services et comprennent les échanges intra-zone euro.

2) Pondéré des importations : pondération en fonction de la structure des importations moyennes sur la période 2009-2011. Pondéré de l'utilisation : pondération en fonction de la structure de la demande intérieure moyenne sur la période 2009-2011.

## 4 Prix et coûts

### 4.4 Enquêtes d'opinion sur les prix

(données cvs)

	Enquêtes de la Commission européenne auprès des chefs d'entreprise et des consommateurs (soldes d'opinion en pourcentage)					Enquêtes auprès des directeurs d'achat (indices de diffusion)			
	Anticipations relatives aux prix de vente (pour les trois prochains mois)				Évolution des prix à la consomma- tion sur les 12 derniers mois	Prix des consommations intermédiaires		Prix facturés	
	Industrie manufacturière	Commerce de détail	Services	Construction		Industrie manufacturière	Services	Industrie manufacturière	Services
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1999-2015	4,2	—	—	-3,6	32,0	56,7	56,3	—	49,7
2016	-0,4	2,3	4,4	-7,1	0,6	49,8	53,9	49,3	49,6
2017	9,2	5,1	6,9	2,5	12,7	64,6	56,3	55,1	51,6
2018	11,5	7,4	9,4	12,1	20,3	65,4	57,9	56,1	52,7
2018 T2	10,3	6,9	9,4	12,1	18,7	65,6	57,6	56,5	52,3
T3	11,1	7,5	9,0	12,4	21,2	65,2	58,4	55,5	52,8
T4	11,9	8,5	10,0	13,0	23,9	62,6	58,4	54,5	52,7
2019 T1	8,9	8,2	10,4	11,4	20,4	53,9	57,7	53,0	53,1
2018 Décembre	13,0	9,2	11,1	13,6	23,1	59,1	57,9	54,1	52,5
2019 Janvier	10,7	8,8	11,5	12,9	19,2	55,7	58,3	53,8	53,2
Février	9,0	8,1	9,2	12,4	20,4	53,9	58,1	52,7	52,7
Mars	6,9	7,8	10,4	8,9	21,5	52,3	56,8	52,3	53,3
Avril	5,2	8,3	10,1	7,8	15,6	52,7	57,7	51,4	53,1
Mai	5,3	6,9	8,4	6,7	22,6	51,2	57,5	51,6	51,6

Sources : Commission européenne (direction générale des Affaires économiques et financières) et Markit.

### 4.5 Indices de coûts de main-d'œuvre

(variations annuelles en pourcentage, sauf indication contraire)

	Total (indice : 2012 = 100)	Total	Par composante		Pour une sélection d'activités		Pour mémoire : indicateur des salaires négociés <sup>1)</sup>
	1	2	Salaires et traitements	Cotisations sociales des employeurs	Économie marchande	Principalement économie non marchande	
	1	2	3	4	5	6	7
% du total en 2012	100,0	100,0	74,6	25,4	69,3	30,7	
2016	105,5	1,3	1,4	1,1	1,3	1,5	1,4
2017	107,4	1,8	1,8	1,8	1,9	1,6	1,5
2018	109,8	2,2	2,1	2,8	2,4	1,9	2,0
2018 T2	113,7	2,2	1,9	2,9	2,6	1,5	2,1
T3	106,4	2,5	2,4	3,0	2,6	2,2	2,1
T4	116,6	2,3	2,4	2,4	2,2	2,5	2,2
2019 T1	.	.	.	.	.	.	2,2

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

1) Données expérimentales établies à partir de sources non harmonisées (cf. [https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb\\_statistics/governance\\_and\\_quality\\_framework/html/experimental-data.en.html](https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb_statistics/governance_and_quality_framework/html/experimental-data.en.html) pour plus de détails).



## 4 Prix et coûts

### 4.6 Coûts unitaires de main-d'œuvre, rémunération par unité de facteur travail et productivité du travail

(variations annuelles en pourcentage, sauf indication contraire ; données trimestrielles cvs ; données annuelles brutes)

	Total (indice : 2010 = 100)	Total	Par activité économique									
			Agriculture, sylviculture et pêche	Industrie manufacturière, énergie et services publics	Construction	Commerce, transport, hébergement et restauration	Information et communi- cation	Activités financières et d'assu- rance	Activités immobilières	Activités spécialisées de services aux entre- prises et de soutien	Adminis-tra- tion publique, enseigne- ment, santé et action sociale	Arts, spectacles et autres activités de services
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<b>Coûts unitaires de main-d'œuvre</b>												
2016	105,3	0,7	1,3	-1,2	0,6	1,1	-0,6	1,5	3,5	0,7	1,5	2,0
2017	106,1	0,8	-0,8	-0,3	-0,3	0,2	0,3	-1,4	4,5	2,4	1,7	1,7
2018	108,1	1,9	0,6	2,2	0,9	1,4	0,8	0,0	3,9	2,4	2,2	2,4
2018 T2	107,6	1,6	0,0	1,5	0,7	1,1	0,1	0,1	3,6	2,4	2,1	2,5
T3	108,5	2,3	1,9	2,9	1,7	2,0	1,6	-0,3	4,1	2,9	2,4	2,8
T4	109,0	2,4	1,2	4,1	1,4	1,9	0,9	0,3	3,8	2,5	2,4	2,6
2019 T1	109,4	2,3	1,1	3,8	1,6	2,1	2,6	-0,4	5,6	1,4	2,1	2,4
<b>Rémunération par tête</b>												
2016	109,4	1,2	0,3	1,3	1,9	1,4	0,2	2,3	1,8	0,2	1,4	1,7
2017	111,1	1,6	1,4	1,4	1,1	1,7	1,6	0,2	3,6	3,2	1,5	1,5
2018	113,6	2,2	2,0	1,9	1,7	2,2	2,5	2,1	3,2	3,2	2,2	2,6
2018 T2	113,3	2,2	2,2	2,1	1,5	2,2	2,8	2,1	2,5	3,1	2,1	1,8
T3	114,2	2,5	2,1	2,3	2,4	2,5	2,5	2,5	3,5	3,4	2,3	3,3
T4	114,6	2,2	1,4	1,5	1,7	2,1	1,9	1,9	3,6	3,3	2,3	3,5
2019 T1	115,1	2,2	1,1	2,2	3,0	2,5	2,0	0,6	4,5	1,4	2,0	3,2
<b>Productivité par personne employée</b>												
2016	103,9	0,6	-1,0	2,5	1,4	0,3	0,7	0,8	-1,6	-0,5	-0,1	-0,2
2017	104,7	0,8	2,2	1,7	1,4	1,4	1,3	1,6	-0,8	0,8	-0,2	-0,2
2018	105,1	0,4	1,4	-0,3	0,8	0,8	1,7	2,1	-0,6	0,7	0,0	0,3
2018 T2	105,3	0,6	2,2	0,6	0,8	1,1	2,7	1,9	-1,0	0,7	0,0	-0,7
T3	105,2	0,2	0,2	-0,6	0,7	0,5	0,8	2,8	-0,6	0,5	-0,1	0,5
T4	105,1	-0,2	0,2	-2,4	0,3	0,2	0,9	1,6	-0,2	0,9	0,0	0,9
2019 T1	105,2	-0,1	0,0	-1,6	1,4	0,4	-0,6	1,1	-1,1	0,0	-0,1	0,8
<b>Rémunération par heure travaillée</b>												
2016	110,9	1,0	-0,4	1,1	1,9	0,9	0,1	2,0	1,5	-0,1	1,4	1,6
2017	112,9	1,8	1,4	1,4	1,0	2,0	1,7	0,6	3,4	3,2	1,9	2,1
2018	115,2	2,0	1,5	1,8	1,2	2,3	2,3	2,0	2,7	2,8	2,0	2,1
2018 T2	114,4	1,8	0,6	2,0	0,8	2,1	2,1	1,6	2,0	2,3	1,7	0,6
T3	115,1	2,1	1,9	2,1	1,6	2,1	2,1	2,3	2,6	2,6	2,1	2,0
T4	115,5	1,9	0,9	1,4	1,1	2,1	1,4	1,5	3,5	2,7	2,0	2,2
2019 T1	116,1	1,8	-0,3	2,1	2,1	2,0	1,6	0,3	4,4	1,1	2,0	2,8
<b>Productivité horaire du travail</b>												
2016	105,8	0,5	-1,2	2,4	1,2	0,2	0,7	0,4	-2,2	-0,6	0,0	-0,2
2017	107,0	1,2	2,8	1,8	1,4	1,9	1,6	2,1	-1,0	1,1	0,3	0,5
2018	107,4	0,3	0,5	-0,2	0,5	1,0	1,7	2,0	-0,7	0,4	-0,1	0,2
2018 T2	107,1	0,3	0,7	0,6	0,4	1,3	2,3	1,4	-1,0	0,0	-0,3	-1,3
T3	106,8	-0,1	-0,9	-0,6	-0,2	0,4	0,6	2,5	-1,0	-0,3	-0,3	-0,3
T4	106,8	-0,4	-0,5	-2,5	-0,1	0,2	0,7	1,1	0,1	0,3	-0,3	-0,1
2019 T1	106,9	-0,5	-1,3	-1,7	0,2	0,1	-0,8	0,7	-0,9	-0,3	-0,1	0,4

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

## 5 Monnaie et crédit

### 5.1 Agrégats monétaires <sup>1)</sup>

(en milliards d'euros et taux de croissance annuels ; données cvs ; encours et taux de croissance en fin de période ; flux correspondant aux opérations sur la période)

		M3											
		M2						M3-M2					
		M1			M2-M1			Pensions	Parts de fonds d'investis- sement monétaires	Titres de créance d'une durée ≤ 2 ans			
		Monnaie fiduciaire	Dépôts à vue		Dépôts à terme d'une durée ≤ 2 ans	Dépôts rembour- sables avec un préavis ≤ 3 mois							
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Encours													
		1075,3	6082,8	7158,1	1330,6	2221,0	3551,5	10709,7	69,6	523,1	86,6	679,2	11388,9
2016		1111,6	6637,3	7748,9	1197,0	2260,9	3457,9	11206,8	74,7	512,0	71,6	658,4	11865,1
2017		1162,7	7121,0	8283,7	1125,7	2294,1	3419,9	11703,5	74,6	523,3	73,1	670,9	12374,5
2018	T2	1133,6	6892,0	8025,6	1178,1	2270,5	3448,6	11474,2	73,7	507,8	65,5	647,1	12121,3
	T3	1150,6	7009,8	8160,3	1126,6	2284,6	3411,2	11571,5	71,4	495,4	60,4	627,3	12198,8
	T4	1162,7	7121,0	8283,7	1125,7	2294,1	3419,9	11703,5	74,6	523,3	73,1	670,9	12374,5
2019	T1	1180,7	7289,6	8470,3	1113,0	2313,9	3427,0	11897,3	74,4	509,6	31,5	615,5	12512,8
2018	Novembre	1158,2	7091,4	8249,6	1125,8	2294,9	3420,8	11670,4	73,8	503,5	59,1	636,3	12306,7
	Décembre	1162,7	7121,0	8283,7	1125,7	2294,1	3419,9	11703,5	74,6	523,3	73,1	670,9	12374,5
2019	Janvier	1167,7	7126,3	8293,9	1123,7	2298,6	3422,4	11716,3	74,9	508,5	63,5	646,9	12363,2
	Février	1172,8	7194,3	8367,1	1125,1	2304,7	3429,8	11796,8	70,7	505,1	57,6	633,4	12430,2
	Mars	1180,7	7289,6	8470,3	1113,0	2313,9	3427,0	11897,3	74,4	509,6	31,5	615,5	12512,8
	Avril <sup>(p)</sup>	1182,2	7309,6	8491,8	1125,2	2326,8	3452,0	11943,8	73,9	510,5	37,6	622,0	12565,8
Flux													
2016		38,1	541,7	579,8	-106,1	16,1	-90,0	489,8	-4,3	34,3	18,3	48,3	538,0
2017		36,4	591,8	628,1	-110,5	34,3	-76,2	551,9	6,6	-10,9	-18,4	-22,7	529,2
2018		50,0	464,3	514,3	-74,0	45,0	-29,0	485,3	-3,5	11,3	-2,3	5,5	490,8
2018	T2	16,6	137,7	154,4	4,8	9,9	14,7	169,0	-0,9	-3,2	2,3	-1,8	167,2
	T3	16,0	116,1	132,1	-51,8	14,1	-37,7	94,4	-2,4	-12,6	-4,8	-19,7	74,7
	T4	12,1	107,7	119,8	-2,2	13,4	11,2	131,0	2,9	27,7	9,3	39,8	170,8
2019	T1	18,1	166,0	184,1	-15,0	20,3	5,3	189,3	-0,5	-16,8	-38,3	-55,5	133,8
2018	Novembre	3,8	47,8	51,5	-11,8	4,8	-7,0	44,5	1,8	-2,2	-0,8	-1,2	43,3
	Décembre	4,5	28,6	33,0	0,4	3,1	3,5	36,6	0,9	19,6	12,5	32,9	69,5
2019	Janvier	5,0	8,6	13,6	-2,2	5,1	2,8	16,5	0,3	-15,7	-9,3	-24,7	-8,2
	Février	5,1	66,4	71,5	0,7	6,0	6,7	78,2	-4,3	-3,5	-5,0	-12,8	65,4
	Mars	8,0	90,9	98,9	-13,5	9,2	-4,2	94,7	3,5	2,5	-24,0	-18,0	76,7
	Avril <sup>(p)</sup>	1,4	24,7	26,1	11,8	8,3	20,1	46,1	-0,5	2,7	5,4	7,7	53,9
Taux de croissance													
2016		3,7	9,7	8,8	-7,4	0,7	-2,5	4,8	-5,8	7,0	26,1	7,6	5,0
2017		3,4	9,8	8,8	-8,4	1,5	-2,1	5,2	9,5	-2,1	-21,4	-3,3	4,7
2018		4,5	7,0	6,6	-6,2	2,0	-0,8	4,3	-4,6	2,2	-3,4	0,8	4,1
2018	T2	3,5	8,1	7,4	-5,5	1,7	-0,9	4,7	5,3	-1,4	-16,3	-2,4	4,3
	T3	4,1	7,3	6,9	-7,4	1,8	-1,4	4,3	2,0	-6,7	-26,1	-8,1	3,6
	T4	4,5	7,0	6,6	-6,2	2,0	-0,8	4,3	-4,6	2,2	-3,4	0,8	4,1
2019	T1	5,6	7,8	7,5	-5,5	2,6	-0,2	5,2	-1,1	-1,0	-48,7	-5,7	4,6
2018	Novembre	4,3	7,1	6,7	-6,7	2,0	-1,0	4,3	-8,2	-3,1	-22,0	-5,8	3,7
	Décembre	4,5	7,0	6,6	-6,2	2,0	-0,8	4,3	-4,6	2,2	-3,4	0,8	4,1
2019	Janvier	4,7	6,4	6,2	-6,3	2,0	-0,8	4,0	-4,0	-1,7	3,7	-1,5	3,7
	Février	5,0	6,9	6,6	-4,9	2,2	-0,2	4,5	-7,1	-1,0	-4,7	-2,1	4,2
	Mars	5,6	7,8	7,5	-5,5	2,6	-0,2	5,2	-1,1	-1,0	-48,7	-5,7	4,6
	Avril <sup>(p)</sup>	5,2	7,8	7,4	-3,9	2,7	0,5	5,3	-4,6	-0,5	-46,2	-5,9	4,7

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

## 5 Monnaie et crédit

### 5.2 Dépôts dans M3 <sup>1)</sup>

(en milliards d'euros et taux de croissance annuels ; données cvs ; encours et taux de croissance en fin de période ; flux correspondant aux opérations sur la période)

	Sociétés non financières <sup>2)</sup>					Ménages <sup>3)</sup>					Sociétés financières autres que les IFM et les sociétés d'assurance et fonds de pension <sup>2)</sup>	Sociétés d'assurance et fonds de pension	Autres administrations publiques <sup>4)</sup>
	Total	Dépôts à vue	Dépôts à terme d'une durée ≤ 2 ans	Dépôts remboursables avec un préavis ≤ 3 mois	Pensions	Total	Dépôts à vue	Dépôts à terme d'une durée ≤ 2 ans	Dépôts remboursables avec un préavis ≤ 3 mois	Pensions			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Encours													
2016	2 093,2	1 630,3	295,1	159,6	8,2	6 055,5	3 402,3	644,9	2 006,3	2,1	972,0	199,5	383,8
2017	2 237,7	1 794,2	285,7	148,8	9,1	6 316,5	3 702,0	562,0	2 051,9	0,7	998,6	204,4	412,6
2018	2 336,5	1 902,7	278,4	147,5	7,8	6 642,9	4 038,5	517,3	2 086,0	1,2	1 004,6	200,2	431,2
2018 T2	2 283,5	1 850,8	277,7	148,0	7,0	6 469,7	3 870,8	535,3	2 062,5	1,1	1 014,3	220,1	426,7
T3	2 309,7	1 886,3	267,9	148,7	6,8	6 545,8	3 946,3	524,6	2 073,8	1,1	986,4	212,2	438,3
T4	2 336,5	1 902,7	278,4	147,5	7,8	6 642,9	4 038,5	517,3	2 086,0	1,2	1 004,6	200,2	431,2
2019 T1	2 384,6	1 960,5	269,6	147,9	6,6	6 753,7	4 130,7	515,0	2 106,7	1,3	977,1	213,3	462,3
2018 Novembre	2 322,1	1 890,4	275,4	148,1	8,1	6 607,9	4 004,3	517,8	2 084,6	1,2	1 003,7	208,3	443,9
Décembre	2 336,5	1 902,7	278,4	147,5	7,8	6 642,9	4 038,5	517,3	2 086,0	1,2	1 004,6	200,2	431,2
2019 Janvier	2 325,3	1 898,9	271,4	147,3	7,7	6 678,2	4 068,2	517,3	2 091,1	1,7	977,9	204,0	438,1
Février	2 348,4	1 918,9	275,8	147,0	6,7	6 723,6	4 107,3	516,9	2 097,8	1,5	964,6	206,0	452,1
Mars	2 384,6	1 960,5	269,6	147,9	6,6	6 753,7	4 130,7	515,0	2 106,7	1,3	977,1	213,3	462,3
Avril <sup>(p)</sup>	2 391,9	1 964,6	270,7	148,6	7,9	6 789,4	4 156,1	513,6	2 118,1	1,7	982,3	211,8	460,1
Flux													
2016	131,8	156,6	-25,2	0,3	0,1	300,7	334,2	-46,5	13,9	-0,9	24,2	-28,4	19,1
2017	178,5	181,4	-3,1	-0,8	1,0	255,5	304,9	-81,6	33,5	-1,3	55,1	6,3	26,9
2018	94,9	106,7	-9,3	-1,1	-1,4	325,7	324,5	-45,1	45,9	0,5	-1,9	-4,9	17,8
2018 T2	29,2	29,2	1,1	-0,4	-0,7	83,3	81,7	-8,9	11,0	-0,5	20,2	8,9	10,0
T3	25,9	35,4	-9,9	0,6	-0,2	76,0	75,5	-10,7	11,3	0,0	-29,2	-8,0	11,4
T4	27,3	16,6	10,5	-0,7	0,9	96,6	88,3	-7,5	15,7	0,1	17,2	-12,5	-6,8
2019 T1	50,1	59,5	-9,0	0,8	-1,2	109,6	91,5	-2,7	20,7	0,1	-31,8	12,4	30,4
2018 Novembre	7,0	0,2	5,0	-0,3	2,2	23,1	20,9	-3,0	5,2	0,0	9,0	-0,4	3,8
Décembre	16,4	13,9	3,4	-0,6	-0,3	35,5	30,6	-0,4	5,2	0,0	1,8	-8,1	-12,6
2019 Janvier	-6,5	-0,2	-6,7	0,4	-0,1	35,3	29,6	0,0	5,2	0,5	-27,1	3,4	6,8
Février	22,5	19,6	4,4	-0,3	-1,1	44,9	39,0	-0,5	6,6	-0,1	-14,3	2,1	13,7
Mars	34,2	40,1	-6,6	0,8	-0,1	29,5	22,9	-2,2	8,9	-0,3	9,7	7,0	9,9
Avril <sup>(p)</sup>	7,3	4,2	1,1	0,8	1,3	35,0	29,7	-1,8	6,8	0,4	5,6	-1,5	-2,2
Taux de croissance													
2016	6,8	10,4	-7,9	0,3	1,4	5,2	10,9	-6,7	0,7	-29,3	2,5	-12,5	5,2
2017	8,5	11,2	-1,1	-0,5	12,5	4,2	9,0	-12,7	1,7	-65,5	5,7	3,2	7,0
2018	4,2	5,9	-3,3	-0,7	-16,0	5,2	8,7	-8,0	2,2	65,1	-0,2	-2,4	4,3
2018 T2	5,1	7,3	-5,5	-0,3	7,0	4,4	8,5	-10,8	1,7	-53,9	5,7	12,8	5,6
T3	4,8	7,0	-6,8	0,3	27,4	4,5	8,4	-10,0	1,9	-45,8	1,0	5,2	4,8
T4	4,2	5,9	-3,3	-0,7	-16,0	5,2	8,7	-8,0	2,2	65,1	-0,2	-2,4	4,3
2019 T1	5,9	7,7	-2,7	0,2	-15,7	5,7	8,9	-5,5	2,9	-18,1	-2,4	0,4	10,8
2018 Novembre	4,0	5,6	-3,5	-0,3	-1,2	4,8	8,5	-9,0	2,1	-42,4	0,3	1,5	6,8
Décembre	4,2	5,9	-3,3	-0,7	-16,0	5,2	8,7	-8,0	2,2	65,1	-0,2	-2,4	4,3
2019 Janvier	2,6	4,5	-7,0	-0,1	-23,1	5,3	8,8	-7,1	2,3	-6,4	-1,7	-1,4	5,3
Février	4,4	6,0	-2,8	-0,1	-25,7	5,6	8,9	-6,0	2,5	-13,6	-3,7	-1,3	8,4
Mars	5,9	7,7	-2,7	0,2	-15,7	5,7	8,9	-5,5	2,9	-18,1	-2,4	0,4	10,8
Avril <sup>(p)</sup>	5,8	7,2	-1,0	1,5	0,9	5,8	8,9	-5,2	2,9	1,3	0,0	-0,5	9,5

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) Conformément au SEC 2010, en décembre 2014 les sociétés *holdings* des groupes non financiers auparavant classées dans le secteur des sociétés non financières ont été reclassées dans le secteur des sociétés financières. Ces entités figurent dans les statistiques de bilan des IFM parmi les sociétés financières autres que les IFM et les sociétés d'assurance et fonds de pension.

3) Y compris les institutions sans but lucratif au service des ménages.

4) Se rapporte au secteur des administrations publiques hors administration centrale.

## 5 Monnaie et crédit

### 5.3 Créances sur les résidents de la zone euro <sup>1)</sup>

(en milliards d'euros et taux de croissance annuels ; données cvs ; encours et taux de croissance en fin de période ; flux correspondant aux opérations sur la période)

		Créances sur les administrations publiques			Créances sur les autres résidents de la zone euro								
		Total	Prêts	Titres de créance	Total	Prêts					Titres de créance	Actions et parts de fonds d'investissement non monétaires	
						Total	Aux sociétés non financières <sup>3)</sup>	Aux ménages <sup>4)</sup>	Aux sociétés financières autres que les IFM et les sociétés d'assurance et les fonds de pension <sup>3)</sup>	Aux sociétés d'assurance et aux fonds de pension			
													Prêts corrigés <sup>2)</sup>
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Encours													
2016		4 389,3	1 084,0	3 292,1	12 881,4	10 711,1	10 982,1	4 311,4	5 449,3	836,7	113,5	1 387,4	782,9
2017		4 625,9	1 033,3	3 578,7	13 116,4	10 874,1	11 167,4	4 325,4	5 600,0	839,1	109,6	1 442,4	799,8
2018		4 687,0	1 007,4	3 668,2	13 418,0	11 127,0	11 483,8	4 408,8	5 741,5	848,8	127,9	1 520,0	771,0
2018	T2	4 602,9	1 017,7	3 571,0	13 276,2	10 990,8	11 324,3	4 357,5	5 660,3	853,2	119,8	1 496,6	788,7
	T3	4 627,4	1 003,5	3 609,9	13 363,1	11 064,5	11 394,1	4 396,2	5 702,0	841,9	124,4	1 513,8	784,8
	T4	4 687,0	1 007,4	3 668,2	13 418,0	11 127,0	11 483,8	4 408,8	5 741,5	848,8	127,9	1 520,0	771,0
2019	T1	4 662,8	1 001,3	3 650,1	13 526,9	11 196,1	11 546,6	4 422,4	5 788,2	854,2	131,4	1 527,4	803,3
2018	Novembre	4 612,6	1 003,4	3 594,3	13 411,9	11 112,4	11 442,1	4 421,2	5 731,8	838,7	120,7	1 516,8	782,8
	Décembre	4 687,0	1 007,4	3 668,2	13 418,0	11 127,0	11 483,8	4 408,8	5 741,5	848,8	127,9	1 520,0	771,0
2019	Janvier	4 685,8	1 006,7	3 667,7	13 452,1	11 156,4	11 498,5	4 409,0	5 758,7	861,0	127,7	1 523,0	772,7
	Février	4 684,7	1 000,8	3 672,0	13 502,1	11 179,3	11 525,9	4 425,1	5 770,4	857,4	126,3	1 533,1	789,8
	Mars	4 662,8	1 001,3	3 650,1	13 526,9	11 196,1	11 546,6	4 422,4	5 788,2	854,2	131,4	1 527,4	803,3
	Avril <sup>(p)</sup>	4 639,6	998,2	3 629,9	13 570,2	11 233,9	11 588,7	4 442,3	5 801,9	863,9	125,7	1 523,5	812,8
Flux													
2016		485,9	-34,5	520,3	319,7	235,8	259,9	82,5	121,1	43,2	-11,0	80,3	3,6
2017		289,7	-43,2	332,3	361,8	273,9	314,7	82,7	173,7	21,1	-3,5	64,3	23,6
2018		92,4	-28,4	120,8	372,6	304,7	377,3	124,0	166,2	-3,6	18,1	89,4	-21,4
2018	T2	34,7	-6,0	40,3	85,6	55,5	104,0	17,1	34,9	-3,5	6,9	29,7	0,4
	T3	48,0	-16,2	64,5	105,3	91,0	88,0	48,7	49,9	-12,1	4,5	18,6	-4,2
	T4	40,7	3,9	36,8	65,9	60,1	91,5	16,5	42,0	-1,8	3,4	13,6	-7,7
2019	T1	-40,4	-6,8	-33,6	107,5	82,9	78,4	25,0	50,1	6,0	1,8	-1,5	26,0
2018	Novembre	-8,3	2,8	-12,1	27,4	30,3	32,8	22,6	18,3	-10,6	0,0	-6,0	3,2
	Décembre	57,9	4,1	54,8	6,5	8,4	38,9	-12,8	8,8	5,1	7,2	7,5	-9,3
2019	Janvier	-12,5	-2,3	-10,2	34,8	35,0	18,7	4,3	18,4	12,4	-0,2	0,1	-0,3
	Février	10,9	-4,8	15,3	46,2	24,8	32,1	17,5	12,9	-4,1	-1,4	7,1	14,3
	Mars	-38,8	0,4	-38,7	26,4	23,1	27,6	3,2	18,8	-2,4	3,5	-8,7	12,0
	Avril <sup>(p)</sup>	-22,6	-3,2	-19,5	40,1	41,5	48,7	24,6	14,0	8,6	-5,7	-6,4	5,0
Taux de croissance													
2016		12,4	-3,1	18,7	2,5	2,3	2,4	1,9	2,3	5,5	-8,9	6,1	0,5
2017		6,6	-4,0	10,2	2,8	2,6	2,9	1,9	3,2	2,5	-3,1	4,6	3,0
2018		2,0	-2,7	3,4	2,8	2,8	3,4	2,9	3,0	-0,4	16,5	6,2	-2,7
2018	T2	4,0	-3,9	6,5	2,8	2,9	3,5	2,6	3,0	3,0	6,9	4,8	-1,4
	T3	3,1	-4,4	5,3	3,0	3,0	3,4	3,2	3,1	-0,4	11,7	5,9	-1,1
	T4	2,0	-2,7	3,4	2,8	2,8	3,4	2,9	3,0	-0,4	16,5	6,2	-2,7
2019	T1	1,8	-2,4	3,1	2,8	2,6	3,2	2,5	3,1	-1,3	14,8	4,1	1,9
2018	Novembre	2,1	-3,8	3,8	2,9	2,8	3,2	3,1	3,2	-1,9	5,2	6,6	-1,8
	Décembre	2,0	-2,7	3,4	2,8	2,8	3,4	2,9	3,0	-0,4	16,5	6,2	-2,7
2019	Janvier	2,4	-2,9	3,9	2,5	2,5	3,0	2,3	3,2	-1,8	13,0	5,3	-2,6
	Février	2,5	-2,6	4,0	2,8	2,7	3,3	2,6	3,2	-1,4	10,6	5,3	-0,3
	Mars	1,8	-2,4	3,1	2,8	2,6	3,2	2,5	3,1	-1,3	14,8	4,1	1,9
	Avril <sup>(p)</sup>	1,3	-2,7	2,5	2,7	2,8	3,4	2,7	3,2	0,6	5,4	2,6	1,2

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) Corrigés des cessions de prêts et de la titrisation (avec pour résultat leur décomptabilisation dans le bilan statistique des IFM) et des positions liées aux services de *cash pooling* notionnel fournis par les IFM.

3) Conformément au SEC 2010, en décembre 2014 les sociétés *holdings* des groupes non financiers auparavant classées dans le secteur des sociétés non financières ont été reclassées dans le secteur des sociétés financières. Ces entités figurent dans les statistiques de bilan des IFM parmi les sociétés financières autres que les IFM et les sociétés d'assurance et fonds de pension.

4) Y compris les institutions sans but lucratif au service des ménages.

## 5 Monnaie et crédit

### 5.4 Prêts accordés par les IFM aux sociétés non financières et aux ménages de la zone euro <sup>1)</sup>

(en milliards d'euros et taux de croissance annuels ; données cvs ; encours et taux de croissance en fin de période ; flux correspondant aux opérations sur la période)

		Sociétés non financières <sup>2)</sup>				Ménages <sup>3)</sup>					
		Total		≤ 1 an	> 1 an et ≤ 5 ans	> 5 ans	Total		Crédits à la consomma- tion	Prêts au logement	Autres prêts
		Prêts corrigés <sup>4)</sup>					Prêts corrigés <sup>4)</sup>				
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Encours											
2016		4 311,4	4 309,1	1 013,3	795,7	2 502,4	5 449,3	5 728,7	615,9	4 084,1	749,3
2017		4 325,4	4 360,1	987,3	820,2	2 517,9	5 600,0	5 866,6	654,4	4 217,0	728,6
2018		4 408,8	4 493,1	995,7	844,3	2 568,7	5 741,5	6 023,3	683,5	4 353,9	704,1
2018	T2	4 357,5	4 420,5	985,7	828,1	2 543,7	5 660,3	5 941,0	670,1	4 273,3	716,9
	T3	4 396,2	4 459,8	999,7	836,2	2 560,4	5 702,0	5 979,1	678,6	4 311,7	711,7
	T4	4 408,8	4 493,1	995,7	844,3	2 568,7	5 741,5	6 023,3	683,5	4 353,9	704,1
2019	T1	4 422,4	4 507,6	980,0	852,1	2 590,3	5 788,2	6 065,6	694,2	4 392,0	702,0
2018	Novembre	4 421,2	4 482,7	989,2	850,9	2 581,0	5 731,8	6 010,5	685,6	4 336,4	709,8
	Décembre	4 408,8	4 493,1	995,7	844,3	2 568,7	5 741,5	6 023,3	683,5	4 353,9	704,1
2019	Janvier	4 409,0	4 488,9	980,0	846,5	2 582,6	5 758,7	6 037,2	687,5	4 367,2	703,9
	Février	4 425,1	4 504,8	980,5	851,2	2 593,4	5 770,4	6 051,7	690,7	4 375,6	704,1
	Mars	4 422,4	4 507,6	980,0	852,1	2 590,3	5 788,2	6 065,6	694,2	4 392,0	702,0
	Avril <sup>(p)</sup>	4 442,3	4 524,4	986,1	858,3	2 597,9	5 801,9	6 084,4	695,3	4 405,2	701,4
Flux											
2016		82,5	100,4	-14,7	43,2	54,0	121,1	113,8	24,1	105,4	-8,4
2017		82,7	131,7	-0,3	38,0	45,0	173,7	165,5	45,1	134,3	-5,8
2018		124,0	174,9	19,6	33,5	70,8	166,2	188,6	39,6	136,4	-9,8
2018	T2	17,1	48,1	-12,1	10,3	18,9	34,9	44,3	10,4	29,1	-4,6
	T3	48,7	47,8	16,4	9,7	22,6	49,9	48,6	10,3	40,5	-0,9
	T4	16,5	39,8	-2,3	7,4	11,3	42,0	50,8	7,7	39,2	-4,9
2019	T1	25,0	23,4	-14,4	10,3	29,1	50,1	49,0	11,5	38,9	-0,3
2018	Novembre	22,6	23,0	5,7	8,3	8,6	18,3	18,2	4,2	14,1	0,0
	Décembre	-12,8	12,7	8,3	-9,2	-12,0	8,8	14,1	0,1	13,1	-4,4
2019	Janvier	4,3	-2,1	-13,8	2,5	15,6	18,4	15,3	4,4	13,8	0,2
	Février	17,5	17,2	0,7	5,4	11,4	12,9	17,5	3,3	9,1	0,5
	Mars	3,2	8,2	-1,2	2,4	2,1	18,8	16,1	3,8	16,0	-1,0
	Avril <sup>(p)</sup>	24,6	23,8	7,5	6,7	10,4	14,0	19,4	2,8	10,5	0,8
Taux de croissance											
2016		1,9	2,4	-1,4	5,7	2,2	2,3	2,0	4,1	2,7	-1,1
2017		1,9	3,1	0,0	4,8	1,8	3,2	2,9	7,3	3,3	-0,8
2018		2,9	4,0	2,0	4,1	2,8	3,0	3,2	6,1	3,2	-1,4
2018	T2	2,6	4,1	1,4	5,5	2,2	3,0	2,9	7,2	3,1	-1,2
	T3	3,2	4,3	3,3	4,6	2,8	3,1	3,1	6,9	3,2	-0,9
	T4	2,9	4,0	2,0	4,1	2,8	3,0	3,2	6,1	3,2	-1,4
2019	T1	2,5	3,6	-1,2	4,6	3,3	3,1	3,3	6,0	3,5	-1,5
2018	Novembre	3,1	4,0	1,4	5,3	3,0	3,2	3,3	6,7	3,3	-0,9
	Décembre	2,9	4,0	2,0	4,1	2,8	3,0	3,2	6,1	3,2	-1,4
2019	Janvier	2,3	3,4	-0,4	3,6	2,9	3,2	3,2	6,1	3,5	-1,2
	Février	2,6	3,8	0,1	4,5	3,0	3,2	3,3	6,0	3,5	-1,2
	Mars	2,5	3,6	-1,2	4,6	3,3	3,1	3,3	6,0	3,5	-1,5
	Avril <sup>(p)</sup>	2,7	3,9	-0,8	5,2	3,3	3,2	3,4	5,8	3,5	-1,2

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) Conformément au SEC 2010, en décembre 2014 les sociétés *holdings* des groupes non financiers auparavant classées dans le secteur des sociétés non financières ont été reclassées dans le secteur des sociétés financières. Ces entités figurent dans les statistiques de bilan des IFM parmi les sociétés financières autres que les IFM et les sociétés d'assurance et fonds de pension.

3) Y compris les institutions sans but lucratif au service des ménages.

4) Corrigés des cessions de prêts et de la titrisation (avec pour résultat leur décomptabilisation dans le bilan statistique des IFM) et des positions liées aux services de *cash pooling* notionnel fournis par les IFM.

## 5 Monnaie et crédit

### 5.5 Contreparties de M3 autres que les créances sur les résidents de la zone euro <sup>1)</sup>

(en milliards d'euros et taux de croissance annuels ; données cvs ; encours et taux de croissance en fin de période ; flux correspondant aux opérations sur la période)

		Passif des IFM					Actif des IFM				
		Dépôts de l'administration centrale <sup>2)</sup>	Engagements financiers à long terme vis-à-vis des autres résidents de la zone euro				Position extérieure nette	Autre			
			Total	Dépôts à terme d'une durée > 2 ans	Dépôts remboursables avec préavis > 3 mois	Titres de créance d'une durée initiale > 2 ans		Capital et réserves	Total		
									Mises en pension auprès de contreparties centrales <sup>3)</sup>	Prises en pension de contreparties centrales <sup>3)</sup>	
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Encours											
		307,7	6955,9	2089,5	70,9	2 145,9	2649,6	1 124,8	257,0	205,9	121,6
2016		343,9	6 768,4	1 968,3	59,7	2 014,1	2 726,2	935,5	299,8	143,5	92,5
2017		378,9	6 808,4	1 941,4	56,0	2 090,6	2 720,4	1 028,6	428,0	187,0	194,9
2018		330,7	6 708,6	1 950,7	58,4	2 025,6	2 673,9	858,8	422,8	174,1	183,8
T2		403,7	6 693,6	1 934,8	56,9	2 048,5	2 653,5	881,1	424,5	177,3	183,0
T3		378,9	6 808,4	1 941,4	56,0	2 090,6	2 720,4	1 028,6	428,0	187,0	194,9
T4											
2019		367,8	6 903,7	1 937,7	55,6	2 145,7	2 764,6	1 175,7	418,9	199,0	212,3
T1											
2018		390,6	6 784,9	1 929,9	55,8	2 098,7	2 700,5	1 039,3	418,4	196,1	204,4
Novembre		378,9	6 808,4	1 941,4	56,0	2 090,6	2 720,4	1 028,6	428,0	187,0	194,9
Décembre											
2019		377,3	6 855,5	1 939,7	55,6	2 111,2	2 749,0	1 066,0	392,1	199,0	208,4
Janvier		408,9	6 874,1	1 936,6	55,6	2 141,4	2 740,5	1 110,2	416,2	198,1	210,5
Février		367,8	6 903,7	1 937,7	55,6	2 145,7	2 764,6	1 175,7	418,9	199,0	212,3
Mars		362,3	6 887,5	1 933,5	56,0	2 129,4	2 768,6	1 189,0	416,9	218,5	232,1
Avril <sup>(p)</sup>											
Flux											
		22,0	-122,9	-71,3	-8,6	-118,7	75,7	-278,3	-90,2	12,8	-12,0
2016		39,1	-74,9	-83,7	-6,6	-72,0	87,4	-92,5	-65,6	-60,9	-27,6
2017		39,0	44,7	-37,8	-4,9	17,0	70,4	64,6	44,9	21,8	24,2
2018		-10,4	-10,0	-4,8	-1,1	-15,0	11,0	-62,2	88,7	16,4	19,4
T2		76,4	29,8	-16,2	-1,5	19,2	28,4	38,9	-11,3	3,2	-0,8
T3		-24,1	16,0	-0,4	-0,9	3,4	13,9	34,7	21,4	9,7	11,9
T4											
2019		-11,1	51,2	-10,7	-0,3	45,2	17,0	111,7	-4,9	2,7	5,5
T1											
2018		-7,9	-4,5	-6,1	-0,9	-2,3	4,7	48,8	-37,1	29,0	30,0
Novembre		-10,9	6,3	5,7	0,2	1,2	-0,8	-27,6	28,2	-9,1	-9,5
Décembre											
2019		-1,6	20,1	-6,0	-0,4	20,5	5,9	20,6	-32,6	12,0	13,5
Janvier		31,5	21,0	-3,2	0,0	26,3	-2,2	42,0	18,7	-0,9	2,1
Février		-41,0	10,2	-1,5	0,0	-1,6	13,2	49,2	9,0	-8,4	-10,2
Mars		-5,5	-11,1	-3,6	0,4	-15,4	7,6	19,8	0,0	19,5	19,8
Avril <sup>(p)</sup>											
Taux de croissance											
		7,8	-1,7	-3,4	-10,9	-5,3	2,9	—	—	6,3	-9,0
2016		12,6	-1,1	-4,0	-9,7	-3,4	3,3	—	—	-29,7	-22,7
2017		11,3	0,7	-1,9	-8,1	0,8	2,7	—	—	11,0	2,2
2018		6,5	-0,9	-3,2	-10,8	-2,5	2,4	—	—	-3,6	-18,0
T2		14,3	0,0	-2,8	-9,3	0,0	2,3	—	—	7,7	4,9
T3		11,3	0,7	-1,9	-8,1	0,8	2,7	—	—	11,0	2,2
T4											
2019		8,9	1,3	-1,6	-6,4	2,5	2,6	—	—	18,9	12,7
T1											
2018		24,7	0,6	-2,1	-9,1	0,8	2,6	—	—	-0,1	-24,6
Novembre		11,3	0,7	-1,9	-8,1	0,8	2,7	—	—	11,0	2,2
Décembre											
2019		18,9	0,8	-1,9	-7,7	1,0	2,8	—	—	28,0	22,7
Janvier		19,6	1,3	-1,8	-7,1	2,9	2,7	—	—	35,9	27,9
Février		8,9	1,3	-1,6	-6,4	2,5	2,6	—	—	18,9	12,7
Mars		4,6	1,0	-1,9	-5,2	2,1	2,5	—	—	41,6	44,3
Avril <sup>(p)</sup>											

Source : BCE.

1) Les données reflètent la modification de la composition de la zone euro.

2) Recouvrent les dépôts de l'administration centrale auprès du secteur des IFM et leurs portefeuilles de titres émis par le secteur des IFM.

3) Non corrigées des effets saisonniers.

## 6 Évolutions budgétaires

### 6.1 Déficit/excédent

(en pourcentage du PIB ; flux sur un an)

	Déficit (-)/excédent (+)					Pour mémoire : Déficit (-)/ excédent (+) primaire
	Total	Administrations centrales	Administrations d'États fédérés	Administrations locales	Administrations de sécurité sociale	
	1	2	3	4	5	6
2015	-2,0	-1,9	-0,2	0,1	-0,1	0,3
2016	-1,6	-1,7	-0,1	0,2	0,1	0,6
2017	-1,0	-1,3	0,0	0,2	0,1	1,0
2018	-0,5	-1,1	0,1	0,2	0,3	1,3
2018 T1	-0,8	.	.	.	.	1,1
T2	-0,5	.	.	.	.	1,3
T3	-0,4	.	.	.	.	1,4
T4	-0,5	.	.	.	.	1,3

Sources : BCE pour les données annuelles ; Eurostat pour les données trimestrielles.

### 6.2 Recettes et dépenses

(en pourcentage du PIB ; flux sur un an)

	Recettes						Dépenses						
	Total	Recettes courantes				Recettes en capital	Total	Dépenses courantes					Dépenses en capital
		Impôts directs	Impôts indirects	Cotisations sociales nettes				Rémunération des salariés	Consommation intermédiaire	Intérêts	Prestations sociales		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2015	46,2	45,7	12,5	13,0	15,2	0,5	48,3	44,4	10,0	5,2	2,3	22,7	3,9
2016	46,0	45,5	12,5	12,9	15,2	0,5	47,5	44,0	9,9	5,2	2,1	22,7	3,6
2017	46,1	45,7	12,8	12,9	15,2	0,4	47,0	43,3	9,8	5,2	2,0	22,4	3,8
2018	46,3	45,9	13,0	13,0	15,2	0,4	46,8	43,1	9,8	5,1	1,8	22,3	3,7
2018 T1	46,1	45,7	12,9	12,9	15,2	0,4	46,9	43,1	9,8	5,2	1,9	22,4	3,8
T2	46,2	45,8	12,9	13,0	15,2	0,4	46,7	43,0	9,8	5,2	1,9	22,3	3,7
T3	46,3	45,9	13,0	13,0	15,2	0,4	46,7	43,1	9,8	5,2	1,9	22,3	3,7
T4	46,3	45,9	13,0	13,0	15,2	0,4	46,8	43,1	9,8	5,2	1,8	22,3	3,7

Sources : BCE pour les données annuelles ; Eurostat pour les données trimestrielles.

### 6.3 Ratio dette publique/PIB

(en pourcentage du PIB ; encours en fin de période)

	Total	Instrument financier			Détenteur		Durée initiale		Durée résiduelle			Devises		
		Monnaie fiduciaire et dépôts	Prêts	Titres de créance	Créanciers résidents	Créanciers non-résidents	≤ 1 an	> 1 an	≤ 1 an	> 1 an et ≤ 5 ans	> 5 ans	Euro ou monnaies participantes	Autres devises	
	IFM													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
2015	90,1	2,8	16,4	70,9	44,3	27,5	45,7	9,1	81,0	17,5	31,3	41,3	88,0	2,1
2016	89,2	2,7	15,6	70,9	46,8	30,7	42,5	8,8	80,5	17,2	29,8	42,2	87,2	2,1
2017	87,1	2,6	14,5	70,0	47,6	32,1	39,5	8,0	79,0	15,8	28,9	42,3	85,2	1,8
2018	85,1	2,6	13,7	68,9	47,3	32,3	37,8	7,5	77,7	15,6	28,2	41,3	83,7	1,5
2018 T1	87,2	2,6	14,2	70,3	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
T2	86,6	2,6	14,0	70,1	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
T3	86,5	2,6	13,8	70,0	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
T4	85,2	2,6	13,7	68,9	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.

Sources : BCE pour les données annuelles ; Eurostat pour les données trimestrielles.

## 6 Évolutions budgétaires

### 6.4 Variation annuelle du ratio dette publique/PIB et facteurs sous-jacents <sup>1)</sup>

(en pourcentage du PIB ; flux sur un an)

	Variation du ratio dette/PIB <sup>2)</sup>	Déficit (+) /excédent (-) primaire	Ajustement dette-déficit								Écart croissance/ taux d'intérêt	Pour mémoire : besoin de financement
			Total	Opérations sur les principaux actifs financiers					Effets de valo- risation et autres variations en volume	Autres		
				Total	Monnaie fiduciaire et dépôts	Prêts	Titres de créance	Actions et parts de fonds d'investis- sement				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2015	-1,9	-0,3	-0,8	-0,5	0,2	-0,3	-0,3	-0,1	0,0	-0,4	-0,8	1,2
2016	-0,8	-0,6	0,1	0,2	0,3	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	-0,4	1,6
2017	-2,2	-1,0	-0,1	0,3	0,5	0,0	-0,2	0,1	-0,1	-0,4	-1,1	0,9
2018	-1,9	-1,3	0,3	0,3	0,4	-0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	-0,9	0,8
2018 T1	-2,4	-1,1	-0,1	0,5	0,5	0,0	-0,1	0,1	-0,1	-0,5	-1,1	0,8
T2	-2,8	-1,3	-0,2	0,3	0,2	-0,1	0,0	0,2	-0,1	-0,4	-1,3	0,5
T3	-2,1	-1,4	0,5	0,7	0,6	0,0	0,0	0,2	-0,1	-0,1	-1,1	1,0
T4	-1,9	-1,3	0,3	0,5	0,4	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,2	-0,9	0,8

Sources : BCE pour les données annuelles ; Eurostat pour les données trimestrielles.

1) Les prêts intergouvernementaux dans le cadre de la crise financière sont consolidés excepté dans les données trimestrielles relatives à l'ajustement dette/déficit.

2) Calculée comme la différence entre le ratio dette publique/PIB à la fin de la période de référence et un an auparavant.

### 6.5 Titres de créance des administrations publiques <sup>1)</sup>

(service de la dette en pourcentage du PIB ; flux durant la période de service de la dette ; rendements nominaux moyens en pourcentage annuel)

	Service de la dette dû dans l'année <sup>2)</sup>					Durée résiduelle moyenne en années <sup>3)</sup>	Rendements nominaux moyens <sup>4)</sup>						
	Total	Principal		Intérêts			Encours				Opérations		
		Échéances ≤ 3 mois	Échéances ≤ 3 mois	Total	Taux variable		Coupon zéro	Taux fixe	Émissions	Rembour- sements			
											Durées ≤ 1 an		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2016	14,1	12,4	4,6	1,7	0,4	6,9	2,6	1,2	-0,1	3,0	2,9	0,2	1,2
2017	12,9	11,2	4,2	1,7	0,4	7,1	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,3	0,3	1,1
2018	12,6	11,1	3,7	1,5	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,4	0,9
2018 T1	12,6	11,0	4,1	1,6	0,4	7,2	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,5	0,4	1,1
T2	12,5	10,9	3,4	1,6	0,4	7,3	2,4	1,1	-0,2	2,8	2,5	0,4	0,9
T3	12,7	11,1	3,7	1,6	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,6	0,4	0,9
T4	12,6	11,1	3,7	1,5	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,4	0,9
2018 Novembre	13,0	11,5	3,6	1,6	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,5	1,0
Décembre	12,6	11,1	3,7	1,5	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,4	0,9
2019 Janvier	12,9	11,3	3,9	1,5	0,4	7,3	2,3	1,1	-0,1	2,7	2,5	0,4	0,9
Février	12,7	11,2	4,0	1,5	0,4	7,3	2,3	1,1	0,0	2,7	2,4	0,4	0,9
Mars	12,7	11,2	3,8	1,5	0,4	7,4	2,3	1,1	0,0	2,6	2,5	0,5	1,0
Avril	13,0	11,5	3,8	1,5	0,4	7,4	2,3	1,1	0,0	2,6	2,5	0,5	1,1

Source : BCE.

1) Données en valeur nominale et non consolidées au sein du secteur des administrations publiques.

2) Hors paiements futurs sur les titres de créance ne figurant pas encore dans l'encours et hors remboursements anticipés.

3) Durée résiduelle en fin de période.

4) Encours en fin de période ; opérations exprimées en moyenne sur 12 mois.



## 6 Évolutions budgétaires

### 6.6 Évolutions budgétaires dans les pays de la zone euro

(en pourcentage du PIB ; flux sur un an et encours en fin de période)

	Belgique	Allemagne	Estonie	Irlande	Grèce	Espagne	France	Italie	Chypre
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Déficit (-)/excédent (+) des administrations publiques									
2015	-2,4	0,8	0,1	-1,9	-5,6	-5,3	-3,6	-2,6	-1,3
2016	-2,4	0,9	-0,3	-0,7	0,5	-4,5	-3,5	-2,5	0,3
2017	-0,8	1,0	-0,4	-0,3	0,7	-3,1	-2,8	-2,4	1,8
2018	-0,7	1,7	-0,6	0,0	1,1	-2,5	-2,5	-2,1	-4,8
2018 T1	-0,9	1,3	-0,3	-0,4	1,0	-2,9	-2,7	-2,4	2,6
T2	-0,4	1,9	0,0	-0,6	0,8	-2,7	-2,8	-2,0	3,5
T3	-0,3	2,0	0,0	-0,5	0,8	-2,6	-2,6	-2,1	-4,9
T4	-0,7	1,7	-0,6	0,0	1,1	-2,5	-2,5	-2,1	-4,8
Dette des administrations publiques									
2015	106,4	71,6	9,9	76,8	175,9	99,3	95,6	131,6	108,0
2016	106,1	68,5	9,2	73,5	178,5	99,0	98,0	131,4	105,5
2017	103,4	64,5	9,2	68,5	176,2	98,1	98,4	131,4	95,8
2018	102,0	60,9	8,4	64,8	181,1	97,1	98,4	132,2	102,5
2018 T1	106,4	63,4	9,0	69,3	177,9	98,7	99,5	133,1	92,9
T2	105,9	62,2	8,7	69,2	177,5	98,2	99,2	133,5	102,9
T3	105,3	61,8	8,5	68,7	182,3	98,3	99,5	133,5	110,1
T4	102,0	60,9	8,4	64,8	181,1	97,1	98,5	132,2	102,5

	Lettonie	Lituanie	Luxembourg	Malte	Pays-Bas	Autriche	Portugal	Slovénie	Slovaquie	Finlande
	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19
Déficit (-)/excédent (+) des administrations publiques										
2015	-1,4	-0,3	1,4	-1,0	-2,0	-1,0	-4,4	-2,8	-2,6	-2,8
2016	0,1	0,2	1,9	0,9	0,0	-1,6	-2,0	-1,9	-2,2	-1,7
2017	-0,6	0,5	1,4	3,4	1,2	-0,8	-3,0	0,0	-0,8	-0,8
2018	-1,0	0,7	2,4	2,0	1,5	0,1	-0,5	0,7	-0,7	-0,7
2018 T1	-0,4	0,4	1,6	3,0	1,6	-0,6	-0,7	0,4	-0,6	-0,5
T2	-0,2	0,7	1,6	3,8	1,8	0,1	-1,1	0,5	-0,6	-0,6
T3	-0,5	0,6	2,0	3,4	2,0	0,2	-0,2	0,5	-0,5	-0,4
T4	-1,0	0,7	2,4	2,0	1,5	0,1	-0,5	0,7	-0,7	-0,7
Dette des administrations publiques										
2015	36,8	42,6	22,2	57,9	64,6	84,7	128,8	82,6	52,2	63,4
2016	40,3	40,0	20,7	55,5	61,9	83,0	129,2	78,7	51,8	63,0
2017	40,0	39,4	23,0	50,2	57,0	78,2	124,8	74,1	50,9	61,3
2018	35,9	34,2	21,4	46,0	52,4	73,8	121,5	70,1	48,9	58,9
2018 T1	35,5	36,0	22,3	49,8	55,1	77,0	125,4	75,5	50,9	59,9
T2	36,9	35,0	22,0	49,0	53,9	76,3	124,9	72,6	51,9	59,5
T3	37,0	35,0	21,7	46,0	52,9	75,4	124,8	71,1	51,5	58,8
T4	35,9	34,2	21,4	46,0	52,4	73,8	121,5	70,1	48,9	58,9

Source: Eurostat.

© **Banque centrale européenne, 2019**

Adresse postale        60640 Frankfurt am Main, Allemagne  
Téléphone              +49 69 1344 0  
Site internet            [www.ecb.europa.eu](http://www.ecb.europa.eu)

Tous droits réservés. Les reproductions à usage éducatif et non commercial sont cependant autorisées en citant la source.

Le présent *Bulletin* a été préparé sous la responsabilité du directoire de la BCE. Les traductions sont effectuées et publiées par les banques centrales nationales (la version française de ce *Bulletin* a été réalisée par la Banque de France et la Banque nationale de Belgique).

La date d'arrêté des statistiques figurant dans cette publication est le 5 juin 2019.

Pour la terminologie spécifique, veuillez consulter le [glossaire de la BCE](#) (disponible uniquement en anglais).

ISSN                      2363-3425 (PDF)  
Numéro de catalogue UE    QB-BP-19-004-FR-N (PDF)

Directeur de la publication : Gilles Vaysset

Secrétaire général